

# **Økonometrisk modellering av forholdet mellom boligpriser og gjeld i Norge**

*Finner vi informasjon som bør tas hensyn til ved inflasjonsstyring?*

*Cathrine Bolstad Træe*

*Mai 2008*

---

**Department of Economics**  
**University of Oslo**



## Forord

Denne oppgaven representerer min avslutning av det toårige masterstudiet i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo.

Jeg vil takke min veileder, professor Ragnar Nymoen, som alltid stilte opp hvis jeg sto fast. Hans hjelp med å skaffe data i startfasen, råd om økonometrisk estimering og gode oppfølging underveis har vært uvurderlig.

Jeg vil også takke Dag Henning Jacobsen i Norges Bank for tilsendte data og variabelbeskrivelser. Til slutt vil jeg takke en av mine tidligere professorer ved Murdoch University, Paul Flatau, for å ha vekket min interesse for makroøkonomi og "urban and housing issues".

Eventuelle feil og uklarheter som måtte stå igjen i oppgaven er mitt eget ansvar.

Oslo, 2.mai 2008

Cathrine Bolstad Træe



# Innholdsfortegnelse

<b>1. Innledning og sammendrag</b>	<b>1</b>
<b>2. Inflasjonsstyring som teoretisk referanseramme</b>	<b>4</b>
2.1 Kapitalpriser og mulig konflikt mellom prisstabilitet og finansiell stabilitet	5
2.2 Kapitalprisene og transmisjonsmekanismen	8
2.2.1 Konsumkanalen	9
2.2.2 Investeringskanalen	10
2.2.3 Kredittkanalen	10
2.2.4 Forventninger	10
2.3 Kan kapitalpriser og kreditt spille en selvstendig rolle for realøkonomien?	11
2.3.1 Antakelse I: Rasjonelle aktører	11
2.3.2 Antakelse II: Lineære sammenhenger	14
2.3.3 Antakelse III: Perfekte kapitalmarkeder	17
2.4 Oppsummering	20
<b>3. Modellering av boligprisene</b>	<b>21</b>
3.1 Er det nødvendig å identifisere bobler?	21
3.2 Teori	23
3.2.1 Boligmarkedet på kort og lang sikt	23
3.2.2 Price-to-Rent og Price-to-Income- ratene	25
3.3 En økonometrisk modell for det norske boligmarkedet	-Error! Bookmark not defined.
<b>4. Modellering av husholdningsgjeld</b>	<b>30</b>
4.1 Teori	30
4.1.1 Permanentinntektshypotesen	30
4.1.2 Rente	31
4.1.3 Boligmarkedets rolle	31
4.1.4 Demografi, arbeidsledighet og strukturelle trekk i lånemarkedet	33
4.2 En økonometrisk modell for husholdningsgjeld	34
<b>5. Empirisk estimering av de enkeltstående modellene</b>	<b>36</b>
5.1 Behandling av tidsseriedata	36
5.2 Feilkorreksjonsmodeller	37
5.3 Reestimering av Jacobsen og Naugs boligprismodell	39
5.3.1 Data	39
5.3.2 En reestimering over Jacobsen og Naugs estimeringssperiode	42
5.3.3 Reestimering og sjekk av stabilitet for et utvidet sampel (1990:3 – 2006:4)	46
5.4 En forenklet modell for husholdningsgjeld	50
5.4.1 Data	50
5.4.2 Estimering av en forenklet modell for husholdningsgjeld	51
<b>6. Det dynamiske forholdet mellom boligpriser og husholdningsgjeld</b>	<b>55</b>
6.1 Tidligere studier	56
6.2 Estimering av boligpriser og gjeld som et system	57
6.3 Multiplikatorer ved sjokk i markedene	63
6.3.1 Sjokk i boligmarkedet	63
6.3.2 Sjokk i lånemarkedet	64
<b>7. Konklusjoner og relevans for pengepolitikken</b>	<b>67</b>

## Vedlegg A: Boligpriser og måling av KPI

## Vedlegg B: Variabelbeskrivelser og datakilder

## Vedlegg C: Uformell sammenligning med Hofmann (2003)sine resultater for Norge

### Figurer

Figur 2.1 Årlig prosentvis endring i KPI-JAE og boligpriser	5
Figur 2.2 Sammenhengen mellom formuespriser, gjeld og realøkonomi	8
Figur 2.3 Årlig prosentvis endring i privat konsum og boligpriser	9
Figur 2.4 Forventet rentebane: Norges bank versus markedet	13
Figur 2.5 Sentralbankens preferanser mellom inflasjonsvariasjon og variasjon i produksjon	14
Figur 2.6 Den finansielle akseleratoren	19
Figur 3.1: En oversikt over hva som driver boliggetterspørselen	23
Figur 3.2: Tilpasning mellom etterspørsel og tilbud i boligmarkedet på kort og lang sikt	24
Figur 4.1 Andel husholdningsgjeld med pant i bolig(millioner kr)	31
Figur 4.2 Årlig prosentvis endring i husholdningsgjeld og boligpriser	33
Figur 5.1 To forskjellige boligprisindekser (1985=100)	40
Figur 5.2 Korrelasjonen mellom utlånsrentene	41
Figur 5.3 Rekursiv estimering av modellens parametre (utvidet sampel)	48
Figur 5.4 Faktiske og anslåtte boligprisendringer i % per kvartal	49
Figur 5.5 Gjennomsnittlig gjeld (kr) fordelt etter alder og boligstatus i 2006	50
Figur 5.6 Faktisk og anslått kvartalsvis gjeldsvekst (%)	53
Figur 6.3 Effekten av et midlertidig 5 % positivt sjokk i boligmarkedet	63
Figur 6.4 Effekten av et midlertidig 5 % positivt sjokk i husholdningsgjeld	64
Figur 6.5 Effekten av et midlertidig 5 % negativt sjokk i husholdningsgjeld	65

### Tabeller

Tabell 5.1: Reestimering over Jacobsen og Naugs estimeringsperiode	43
Tabell 5.2: Reestimering frem til 2006:4	46
Tabell 5.3 Estimeringsresultater forenklet gjeldsmodell	52
Tabell 6.1 Systemestimering versjon I	59
Tabell 6.2 Systemestimering versjon II	61

# 1. Innledning og sammendrag

Både finansiell stabilitet og prisstabilitet er viktig for stabilitet i økonomien. Subprime-krisen i USA og den senere tids utvikling i Storbritannia demonstrerer hvor viktig boligpriser og tilgang til kreditt kan være for økonomien. Vanligvis vil inflasjon og sysselsetting være sentralbankens hovedmål. Ved tilløp til stress i kapitalvaremarkeder vil det derimot bli viktig å se på andre faktorer, som kapitalvarepriser, likviditet og gjeld. Kostnaden og tilgjengeligheten av kreditt kan endres brått. En stor andel av Norges husholdninger har betydelige midler bundet opp i bolig. Bolig benyttes dessuten ofte som sikkerhet for lån, slik at en stor del av finanssektoren også er bundet opp i boligverdier. I Norge er mer enn 80 % av husholdningenes lån sikret med pant i bolig (Jacobsen og Naug, 2004). Boligprisfluktuasjoner kan dermed ha stor effekt på økonomisk aktivitet og finansiell stabilitet. IMF (2003) har beregnet at krakk i boligmarkedet er sjeldnere enn krakk i aksjemarkedet, men de varer omtrent dobbelt så lenge (rundt 4 år), og med omtrent dobbelt så stor effekt på produksjon og konsum.

I hvor stor grad bør en veie hensynet til finansiell stabilitet i forhold til prisstabilitet ved pengepolitiske avgjørelser? Finansiell ustabilitet kan ha store konsekvenser, men bygger seg gjerne opp over lengre tid, og er vanskelige å modellere. Samspillet med pengepolitiske modeller er enda mer komplisert. Et pengepolitisk inngrep vil ikke nødvendigvis kunne korrigere problemene, og kunnskap om innvirkningene kan være upresis. Gjerdem uttalte i 2006 at ” *Det vil alltid være vanskelig å vite når og hvor mye pengepolitikken skal reagere på sterk vekst i formuesprisene og kraftig økning i kreditten. Vår kunnskap om drivkreftene er mangelfulle. Vi har en kort historie og liten erfaring med frie låne- og boligmarkeder. Det er vanskelig å vite hvor stor del av boligprisveksten og veksten i husholdningenes gjeld som er en strukturell og varig tilpasning, hvor mye som er "normale" konjunktuelle utslag og hva som er drevet av kortsiktig trendforlengelse og spekulativ atferd og som kan forsterke konjunktursvingningene når boblene brister* ”.

Økende kapitalpriser og kreditt kan være et tegn på redusert risiko og økt tiltro til pengepolitikken og prisstabilitet. Med andre ord kan overgangen til et inflasjonsmål til en viss grad ha ført til en sterk vekst i kapitalpriser og gjeld. Mindre usikkerhet til fremtidig inflasjon og lavere rente kan gi grobunn for voksende kapitalvarepriser. Tall fra Statistisk Sentralbyrå viser at andelen husholdninger med gjeldsbelastning større enn 3 ganger inntekt har økt fra 5-6 % på

1990-tallet, til 13 % i 2005. Økningen begynte rundt år 2000, altså i perioden vi gikk over til inflasjonsstyring, med blant annet lavere rente som resultat. Hvis fundamentale faktorer driver kapitalprisene og gjeld, kan et forsøk på å bremse utviklingen være uheldig. Finner vi derimot en selvstendig rolle for kapitalprisene, kan dette innebære at vi overser strukturelle endringer i forholdet mellom makroøkonomiske variable, og dermed når ukorrekte konklusjoner. Politikk kan da føre til et unødvendig press på gjeld og kapitalpriser (Srejber, 2004).

Oppgaven legger vekt på Bernankes finansielle akselerator (se for eksempel Bernanke et al., 1999). Asymmetrisk informasjon mellom lånekundene og bankene gjør at lån til husholdninger gjøres betinget av hvor stor sikkerhet husholdningene kan stille opp med. Oppgang i kapitalprisene øker mulighetene til å ta opp lån med sikkerhet i formuesobjektet (ofte bolig). Dette gjør at kapitalprisutviklingen blir viktig for kredittrasjonerte husholdninger. Prisen på sikkerhet (ofte bolig) er gjerne prosykliske, det vil si at muligheten for kreditt øker i oppgangstider. Den økte kreditttilgangen stimulerer den økonomiske aktiviteten ytterligere via økt konsum av varer og tjenester. Vi vil dermed se større svingninger i investeringer og produksjon sammenlignet med i en økonomi med perfekte kapitalmarkeder. Dette er også kjent som kredittkanalen. Samtidig kan det oppstå en selvforsterkende effekt ved at den økte kreditten kan investeres i bolig, noe som kan presse boligprisene ytterligere opp.

Det er få eksisterende studier som studerer dette dynamiske og gjensidige forholdet mellom boligprisutviklingen og husholdningsgjeld. De fleste studier, for eksempel Goodhart (1995), Collynds og Senhadji (2001) og Jacobsen og Naug (2004,2004b) modellerer og tester hypoteser om boligpriser eller gjeld hver for seg. Dette gir begrenset kvantitativ kunnskap om det dynamiske samspillet mellom de to. Særlig er det interessant å undersøke om boligpriser og gjeld driver hverandre i en form for prisspiral. Hofmann (2003) setter opp to enkle feilkorreksjonsmodeller for henholdsvis boligpriser og gjeld og tester sammenhenger på kort og lang sikt, blant annet ved testing av kointegrasjon. I denne oppgaven har jeg valgt å reestimere og modifisere de to økonometriske feilkorreksjonsmodeller som er utviklet av Jacobsen og Naug (2004,2004b). Ved systemestimering vil vi kunne se nærmere på samspillseffekter mellom boligpris og gjeld, både simultant og via dynamikken i feilkorreksjonsmodellene. Et system av feilkorreksjonsmodeller gir mulighet for å både studere effekter på kort sikt (representert ved variablene på endringsform), og justeringsmekanismen mot langtidslikevekt (laggede nivåvariable).



Målsettingen for oppgaven kan derfor sies å være tredelt. Det første målet er å få en bedre forståelse for hva som driver husholdningsgjeld og boligpriser. Deretter estimeres de enkeltstående modellene som et system for å identifisere sammenhengen mellom de to markedene, finne dynamiske multiplikatorer, og eventuelt se om det finnes beviser for en kredittkanal i Norge. Disse resultatene knyttes opp mot inflasjonsstyring som referanseramme, og det siste målet er å vurdere hvorvidt den økonometriske modelleringen kan gi nyttig informasjon for pengepolitikken. Resultatene vil vise at det først og fremst er boligprisene som driver husholdningsgjeld, og ikke omvendt. Videre ser det ut til at boligprisene i stor grad kan forklares av fundamentale faktorer, og den lave renten har forårsaket mye av veksten. Modellen viser også at selv et midlertidig sjokk i boligprisene gir langvarig virkning på gjeldsnivået på grunn av lange tidsetterslep mellom markedene. Et 5 % midlertidig sjokk i boligmarkedet vil føre til høyere gjeld i 48 kvartaler, med et platå i gjeldsnivået etter ca. 2 – 3 år.

Oppgaven er disponert på følgende måte: I kapittel 2 gjennomgås forholdet mellom pengepolitikk og finansiell stabilitet. Blant annet fremheves muligheten for en konflikt mellom prisstabilitet og finansiell stabilitet ved at kapitalpriser kan ha sterk vekst samtidig som at kjerneinflasjonen er lav. Deretter forklares det utfra den tradisjonelle nykeynesianske modellen for inflasjonsstyring hvordan kapitalpriser og kreditt kan ha en selvstendig rolle for realøkonomien, eller sagt annerledes, effekter utover den tradisjonelle transmisjonsmekanismen. Kapittel 3 vil gjennomgå teori for boligprisene, samt Jacobsen og Naugs økonometriske feiljusteringsmodell for det norske boligmarkedet. Kapittel 4 vil så inneholde en forklaring av hva som driver husholdningsgjeld, også her til slutt med en økonometrisk feilkorreksjonsmodell utviklet av Jacobsen og Naug fra Norges Bank. I kapittel 5 estimeres modellene for de enkeltstående markedene. Jeg reestimerer boligprismodellen, blant annet for å vurdere hvor robust modellen er ved et utvidet sampel. Jeg spesifiserer så en forenklet feilkorreksjonsmodell for husholdningsgjeld. I kapittel 6 gjennomgår jeg det dynamiske forholdet mellom boligpriser og husholdningsgjeld, og estimerer så de to økonometriske modellene fra kapittel 5 som et system. Alle estimeringer er gjort i den økonometriske programvaren PcGive 10.0. Avslutningsvis tolkes resultatene og deres implikasjoner for pengepolitikk i kapittel 7.

## 2. Inflasjonsstyring som teoretisk referanseramme

Sentralbankens hovedoppgave er å fremme økonomisk stabilitet. Dette gjøres gjennom mål om prisstabilitet og finansiell stabilitet, Haugland og Vikøren (2006). Mange land har i de senere årene innført inflasjonsmål som mål i pengepolitikken, og Norge innførte dette i 2001. Det operative målet for pengepolitikken er at konsumprisveksten ligger på rundt 2 ½ prosent over tid. Renten på bankenes innskudd i Norges Bank (foliorenten) er det viktigste virkemiddelet i pengepolitikken. Norges Bank har såkalt fleksibel inflasjonsstyring, slik at både variasjon i inflasjon og variasjon i produksjon og sysselsetting tillegges vekt. Dette blir framhevet på Norges Banks nettsider.<sup>1</sup> Dette er blant annet basert på antakelsen om at på lang sikt kan pengepolitikken i beste fall legge til rette for stabile realøkonomiske forhold. Et viktig moment er at pengepolitikken kan bidra til et nominelt ankerfeste for forventninger. Lav og stabil inflasjon fungerer som en forankring for de nominelle variable og forventninger. Høy og variabel inflasjon gjør det vanskeligere for aktører å observere endringer i de relative prisene, og å ta de riktige beslutningene for eksempel sparing og prissetting. Inflasjon omfordeler inntekt og formue, vekk fra småsparere til investorer og fra leietakere til eiere av eiendom (Svensson, 2002). Inflasjonsmålet er likevel ikke satt lik null, da inflasjon er vanskelig å måle. En overdreven måling av inflasjon ved mål om null inflasjon ville i praksis ført til et deflasjonsmål. Videre er det nærmest umulig for arbeidsgivere å få gjennomført et kutt i lønnsnivået, og et positivt inflasjonsmål gir mulighet for å oppnå lavere reallønn selv om det nominelle lønnsnivået blir værende konstant.

I tillegg til prisstabilitet er altså finansiell stabilitet nødvendig for økonomisk stabilitet. I Norge er arbeidet med finansiell stabilitet delt mellom Finansdepartementet, som setter rammevilkårene for en velfungerende finansnæring, Kredittilsynet, som fører tilsyn med de enkelte aktørene i finansiell sektor, og Norges Bank. Norges Banks oppgave er å ha en tilsynsrolle over betalingssystemene og låneordningene til bankene. Videre er det en oppgave å tilføre nødløpighet ved finansielle kriser. I tillegg kan renten brukes som et virkemiddel for å opprettholde finansiell stabilitet (Gjedrem, 2007). Nøyaktig hva begrepet finansiell stabilitet omfatter varierer mellom sentralbankene, og Norges Bank definerer det som følger:

---

<sup>1</sup> [http://www.norges-bank.no/Pages/Article\\_\\_\\_12123.aspx](http://www.norges-bank.no/Pages/Article___12123.aspx)

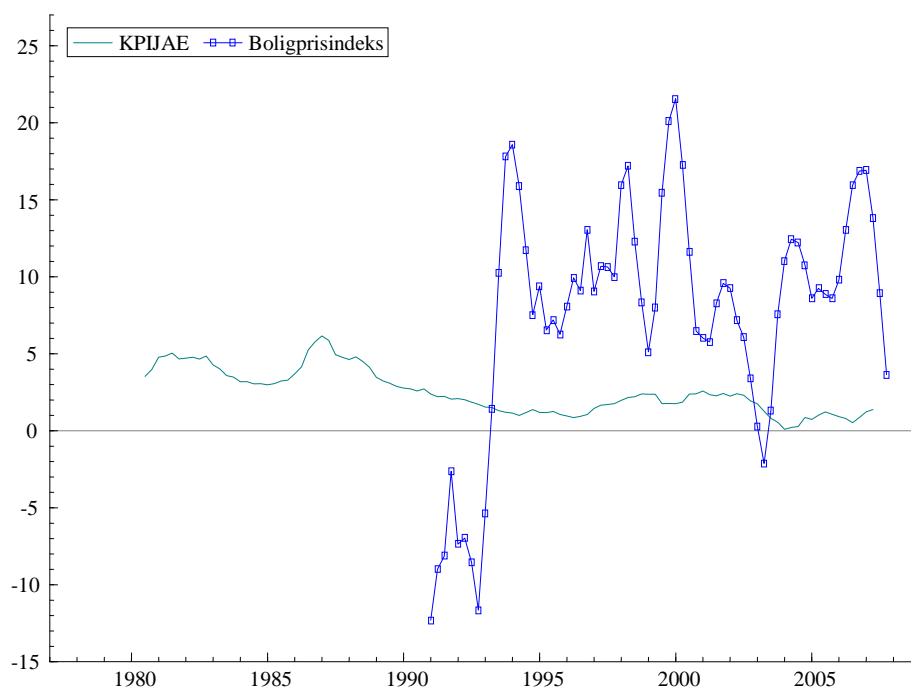
*”Finansiell stabilitet innebærer at det finansielle systemet er robust overfor forstyrrelser i økonomien, slik at det er i stand til å formidle finansiering, utføre betalinger og omfordele risiko på en tilfredsstillende måte. Erfaringsmessig bygger grunnlaget for finansiell ustabilitet seg opp i perioder med sterk vekst i gjeld og formuespriser.”*

Et spørsmål som blir stilt er ”Har økonomiens virkemåte blitt endret, slik at økt etterspørsel ikke slår ut i økt inflasjon, men i stedet slår ut i voksende finansielle ubalanser?” Dersom dette er tilfelle kan det føre til en kortsiktig konflikt mellom å nå inflasjonsmålet, og å opprettholde finansiell stabilitet, slik som sunne kapitalvaremarkeder (Gjedrem, 2007).

## 2.1 Kapitalpriser og mulig konflikt mellom prisstabilitet og finansiell stabilitet

Selv om finansiell stabilitet og prisstabilitet ofte forsterker hverandre, er prisstabilitet ingen garanti for finansiell stabilitet (Haugland og Vikøren, 2006). Visse former for finansiell uro som kan inneholde kimen til finansiell ustabilitet kan oppstå selv om inflasjonen har vært lav. Dessuten vil nivået på styringsrenten også virke inn på formuesprisene, og i noen situasjoner kan det oppstå en konflikt mellom prisstabilitet og finansiell stabilitet. Selv om inflasjonen er lav, kan kapitalmarkedene vise meget sterk prisvekst. Dette er for eksempel tydelig i boligmarkedet:

**Figur2.1** Årlig prosentvis endring i KPI-JAE og boligpriser



*Datakilde: Norges Banks database med makroøkonomiske tidsserier (FPAS), og NEF, EFF, Econ Pöry og Finn.no.*

Som figur 2.1 viser, kan vi se perioder med avtakende KPI, men skarpt økende boligpriser. Dette er en mulig kilde til problemer, ettersom i møte med avtakende inflasjon (eventuelt da forventning om avtakende inflasjon), kan det oppstå et behov for at sentralbanken setter ned renten. Som Røed Larsen (2004) påpeker, kan dette føre til en situasjon hvor tilført likviditet går rett inn i et overopphetet boligmarked. Inflasjonsstyringen mister da sin effekt, i alle fall dersom den operasjonelle definisjonen på prisnivået gir boligprisene tilstrekkelig vekt.

Borio og Lowe (2002) oppgir tre forskjellige årsaker til at vi kan oppleve vekst i kapitalpriser, men avtakende inflasjon:

- Stabiliseringsårsaker. Særlig i utviklingsland kan vi observere, for eksempel ved en fast men variabel valutakurs, at et anker for forventninger som gir lav inflasjon, kan gi signifikant og rask reduksjon i inflasjonsnivået. Dette kan føre til en optimisme i markedet, som sammen med en liberalisering av det finansielle systemet kan gi sterk vekst i konsum og gjeld. Dette vil særlig gi seg til kjenne i boligprisene. Selv om inflasjonen holder seg nede, gir aktørenes dårlige valg i forhold til lån grunnlag for senere problemer.
- Tilbudssidesjokk. Konkrete eksempler her er forbedringer i teknologi, billige importvarer eller arbeidsmarkedsreformer. En optimisme i markedet og prisnedgang på andre varer kan gi en økning i formuespriser og kreditt utover det nivået rettferdiggjort av produktivitetsøkningen. En selvforsterkende kapitalprisvekst kan oppstå.
- Troverdigheten i pengepolitikken (vedvarende lav inflasjon) reduserer usikkerheten til fremtiden. Dette kan føre til at kontrakter for lønninger og priser skrives under for lengre perioder, slik at det tar lenger tid før økt etterspørsel går over i økt inflasjon. Kapitalvareprisene derimot, er frie til å øke mer eller mindre umiddelbart. Mindre usikkerhet kan også føre til opptak av høyere lån, som gir grunnlag for selvforsterkende vekst i kapitalvareprisene.

Det oppstår et problem når det er konflikt mellom prisstabilitet og finansiell stabilitet fordi sentralbanken kun har et instrument, altså renten, eller eventuelt et valg om hvor raskt en skal justere seg mot inflasjonsmålet (OECD, 2007). Hvis sentralbanken responderer kun til endringer i inflasjon, og ikke tar hensyn til vekst i kapitalpriser, risikerer en som sagt at likviditeten i forbindelse med ekspansiv pengepolitikk går inn i kapitalvaremarkedene, og ikke inn i vare- og tjenestemarkedet. Noen ganger tar slik kapitalprisvekst form av bobler, det vil si at den ikke kan vedvare fordi realprisen på godet da blir ”uendelig høy”. Ut i fra vanlig tankegang er slike

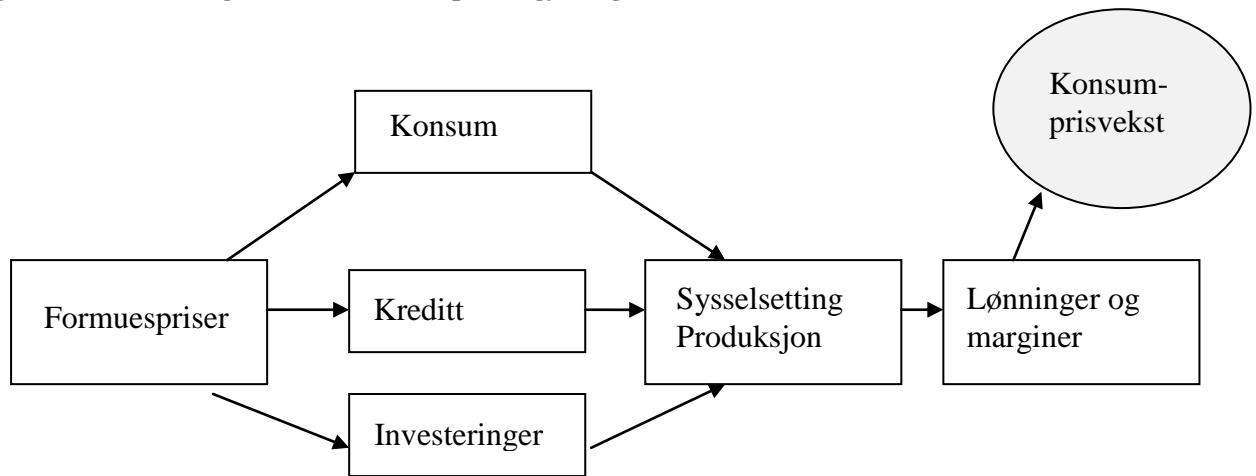
bobler enten drevet av kortsiktig spekulasjon, en kollektiv feiloppfatning om at ”veksten i markedet” vil vare evig, eller at den faktiske risikoen for prisfall er (kollektivt) undervurdert. Dette kan for eksempel skje hvis aktørene har forventning om at boligprisene bare kan gå oppover; og at det er om å gjøre å komme seg inn på selveiermarkedet. Når slike bobler brister, kan det gi negative virkninger på økonomien, nedgangstider og deflasjon, samt ustabilitet i det finansielle systemet (Langbraaten, 2001), nettopp fordi en vesentlig del av etterspørselsøkningen etter kapitalgodet er drevet av urealistiske forventinger om fortjeneste og store låneopptak for å finansiere kjøp. Et konkret historisk eksempel er ”the bubble economy” i Japan på 1980-tallet hvor det forklares at en for ekspansiv pengepolitikk var årsaken til svært høy vekst i boligprisene mellom 1986 og 1989. Da politikken ble strammet inn i 1989 hjalp det til med å sprekke boblen, men førte til en resesjon og finansiell uro. Dette påpeker viktigheten av å unngå at bobler i det hele tatt utvikler seg (Cecchetti et al., 2000). Vi kan også ha negative bobler, med stadig fallende priser, som blant annet kan være til stor skade for banksystemet (Allen og Gale, 2000).

Hvor aktiv sentralbanken bør være når det gjelder å opprettholde finansiell stabilitet avhenger av flere viktige faktorer. Det første er interaksjonen mellom målet om finansiell stabilitet og sentralbankens andre mål om prisstabilitet. I mange tilfeller vil som nevnt disse målene ikke innebære noen konflikt, og den relative vekten på hvert av målene blir dermed ikke så viktig. Hvis for eksempel prisene er avtakende i både vare- og tjenestemarkedet og boligmarkedet, er en ekspansiv pengepolitikk et naturlig valg, og sentralbanken behøver ikke å veie målene opp mot hverandre. Noen ganger oppstår det en konflikt, slik som i det tidligere nevnte tilfelle at Japan senket renten saktere i møte med lav økonomisk aktivitet på 1990-tallet, i frykt for at det ville danne seg prisbobler i kapitalmarkedene igjen (Ferguson, 2002). Da vil en måtte velge hvor stor relativ vekt målet om finansiell stabilitet skal få i rentebeslutningen. En annen faktor som må vurderes er hvorvidt det oppstår moralsk hasard problemer hvis sentralbanken fører en aktiv stabiliseringspolitikk i forhold til et mål om finansiell stabilitet. Moralsk hasard vil her si at aktørene endrer oppførsel hvis de vet at sentralbanken vil gripe inn i møte med en finansiell krise. Blant annet kan dette føre til at aktørene får en usunn holdning til risiko. Bankene kan overdrive utlån, og investorer i bolig eller aksjer kan ta for store risikoer i sine valg av investeringer. Dette kan også føre til en uheldig fordeling av ressurser, og paradoksalt nok, en risiko for finansiell ustabilitet på lang sikt (Ferguson, 2002). Pengepolitikken ville også bli mindre forutsigbar. Det er vanskelig å identifisere problemer i tide, og det er vanskelig å avgjøre med hvilken styrke en bør reagere.

## 2.2 Kapitalprisene og transmisjonsmekanismen

Kapitalprisenes rolle i pengepolitikken avhenger av hvordan de henger sammen med realøkonomien. Samspillet mellom finansielle markeder, markeder for fysiske kapitalvarer og resten av realøkonomien er komplisert fordi det gjør seg gjeldende gjensidig påvirkning mellom de ulike markedene. Prisstabilitet kan sies å fremme finansiell stabilitet, fordi lav og stabil inflasjon gjør det lettere for aktører å ta de rette avgjørelsene i kreditt- og verdemarkedene. Samtidig kan finansiell uro føre til for eksempel tapt produksjon (Haugland og Vikøren, 2006).

**Figur 2.2 Sammenhengen mellom formuespriser, gjeld og realøkonomi**



*Kilde: Gjerdem (2003)*

Kapitalpriser er en del av transmisjonsmekanismen som endringer i foliorenten påvirker: konsum, produksjonsgapet, og dermed inflasjon. Utviklingen i boligprisene påvirker den økonomiske aktiviteten via husholdningenes konsumetterspørsel, boliginvesteringer og bedriftenes investeringsetterspørsel. Generelt kan vi dele kapitalprisenes effekt opp i tre ulike kanaler, Langbraaten (2001):

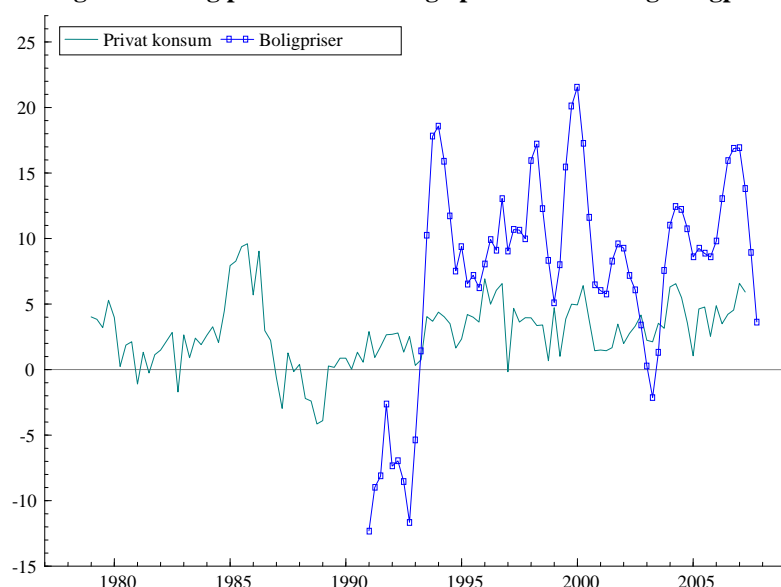
- konsumkanalen
- kredittkanalen
- investeringskanalen.

Disse er skissert i figur 2.2, og jeg skal nå kort kommentere hver av dem.

### 2.2.1 Konsumkanalen

Privat konsum er en betydelig størrelse i nasjonalregnskapet, og konsumet avhenger blant annet av husholdingens formue. Studier viser at aksjepriser og privat konsum har noe uklar sammenheng, mens boligpriser og privat konsum stort sett har en klart positiv sammenheng (Langbraaten, 2001).

**Figur 2.3** Årlig prosentvis endring i privat konsum og boligpriser



*Datkilde: Norges Banks FPAS- database og NEF, EFF, Econ Pöyry og Finn.no*

Ettersom det er mer utbredt for norske husholdninger å eie bolig enn aksjer, utgjør bolig en betydelig komponent av en husholdnings kapital. Videre kan økt boligkapital brukes som sikkerhet for lån ved kjøp av større konsumvarer. Beregninger for USA viser at virkningen på konsumet av endringer i boligformue er om lag fire ganger større enn for endringer i aksjeformuen. I tillegg er boligprisene mer stabile enn aksjepriser, slik at det kan være naturlig for en husstand å forvente at en økning i boligens verdi er mer permanent, og dermed tillegge prisøkninger her mer vekt. Dersom en husholdning samlet sett har gjeld, vil økt rente redusere den samlede disponible inntekten og bidra til å redusere forbruket. Boligmarkedet forsterker renteeffekten ved at boligprisene typisk vil reduseres ved høyere rente, og husholdningene vil spare for å dekke noe av formuestapet (Langbraaten, 2001).

### **2.2.2 Investeringskanalen**

Utviklingen i kapitalprisene gir signaler om fremtidig kapasitetsbehov, og kan dermed påvirke investering. Investering har igjen direkte effekt på etterspørselen og er av betydning for vekstpotensialet i økonomien. Høye aksjekurser gjør det lettere for bedriftene å få tilgang på kapital og oppmuntrer til videre investering (Langbraaten, 2001). Flere boligprosjekter vil startes når boligprisene blir høye nok i forhold til kostnadene ved å bygge (Jacobsen og Naug, 2004).

### **2.2.3 Kredittkanalen**

Utviklingen i boligprisene er viktig for husholdningers behov for finansiering av boligkjøp, og den har dermed innvirkning på gjeldsnivået. Når kredittmarkedene ikke er perfekte, er kredittkanalen en veldig viktig forbindelse mellom kapitalpriser og realmarkedene. Konsekvensen av ikke-perfekte kapitalmarkeder er et av hovedfokusene i oppgaven, og det er derfor noe jeg vil komme tilbake til.

### **2.2.4 Forventninger**

I tillegg til disse tre kanalene er forventninger en viktig kanal. En bolig gir ikke bare et tak over hodet, men kan også ses på som en investering på linje med aksjer. Avkastningen blir å betrakte som en årlig fordel ved å bo i egen bolig, og eventuell kapitalgevinst ved salg. Begge disse fremtidige størrelsene er ukjente for husholdningene, slik at forventningene får stor betydning for etterspørselen etter bolig. Dersom husholdningene antar at økonomien vil vokse, innebærer det en forventning om gode forhold på arbeidsmarkedet, økt betalingsevne og boligpriser som presses opp, som igjen påvirker realøkonomien via transmisjonsmekanismene. Slike forventninger kan dessuten gi en selvforsterkende prisspiral, hvor stigende priser gir forventning om ytterligere stigning i priser. En kan også tenke seg at en slik mekanisme kan drive prisene over et realistisk langtidsnivå, slik at en korreksjon må forventes. En slik feiljustering er inkludert i den økonometriske modellen for norske boligpriser som jeg kommer nærmere inn på senere i oppgaven. Vi kan også oppleve at en negativ selvforsterkende prisspiral kan drive prisene under det langsiktige likevektsnivået. Slike svingninger utenom langsiktig likevekt gir rom for spekulasjon, hvor aktørene forsøker å utnytte en systematikk i svingningene (Røed Larsen og Sommervoll, 2004).



## 2.3 Kan kapitalpriser og kreditt spille en selvstendig rolle for realøkonomien?

I standard økonomisk teori, for eksempel den nykeynesianske inflasjonsstyringsmodellen og IS-LM analyse, har kapitalpriser og kredittmarkedene ingen selvstendig effekt på realøkonomien, de inngår kun som en del av de beskrevne transmisjonsmekanismene. Det tradisjonelle resultatet at kapitalpriser ikke har en selvstendig informasjonsrolle for pengepolitikken utover påvirkningen på forventet fremtidig inflasjon og produksjon er basert på tre viktige antakelser (se for eksempel Sreijber, 2004); rasjonelle aktører, effektive kapitalmarkeder og lineære sammenhenger. Dersom disse tre antakelsene holder, vil ikke utviklingen kapitalprisene og gjeld gi noe ytterligere informasjon utover det som tas hensyn til i de formelle økonomiske modellene. Når renten da settes for å bringe inflasjon tilbake til målet, tas kapitalprisene automatisk hensyn til grunnet interaksjonen med realøkonomien. Jeg vil gå gjennom disse antakelsene en etter en sett i lys av den nykeynesianske modellen for inflasjonsstyring.

### 2.3.1 Antakelse I: Rasjonelle aktører

Rasjonelle forventninger innebærer at aktørene former sine forventninger basert på all tilgjengelig informasjon på tidspunkt  $t$ , og at de ikke gjør systematiske feil i sine forventningsdannelser. I den nykeynesianske modellen for inflasjonsstyring antas rasjonelle forventninger, og husholdninger og bedrifter optimerer sine valg gitt sin situasjon. Aktørenes valg i dag vil derfor avhenge av forventningene til fremtidig produksjon og inflasjon (Clarida et al., 1999). I en standard nykeynesiansk modell er det vanlig å anta følgende oppbygging av økonomien, hvor alle variable er gitt som avvik fra sitt trendnivå:

Etterspørselssiden er gitt av en nykeynesiansk IS – kurve

$$(2.1) \quad y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \mu_t,$$

hvor produksjonsgapet,  $y_t$ , og realrenten,  $i_t$ , bidrar i hver sin retning. Produksjonsgapet er et mål for forskjellen mellom faktisk og potensiell produksjon. Potensiell produksjon betegner det hypotetiske produksjonsnivået som ville bli realisert ved fravær av pris- og lønnsstivhet. Dette er en variabel som i stor grad påvirkes av andre faktorer enn pengepolitikk. I praksis måles dette blant annet ved statistisk glatting av faktisk BNP. Produksjonsgapet blir gjerne sett som et mål for overskudd av total etterspørsel i økonomien. Høyere forventet produksjonsgap,  $E_t y_{t+1}$ , gir høyere nåværende produksjonsgap grunnet konsumutjevning: Forventer husholdningene høyere

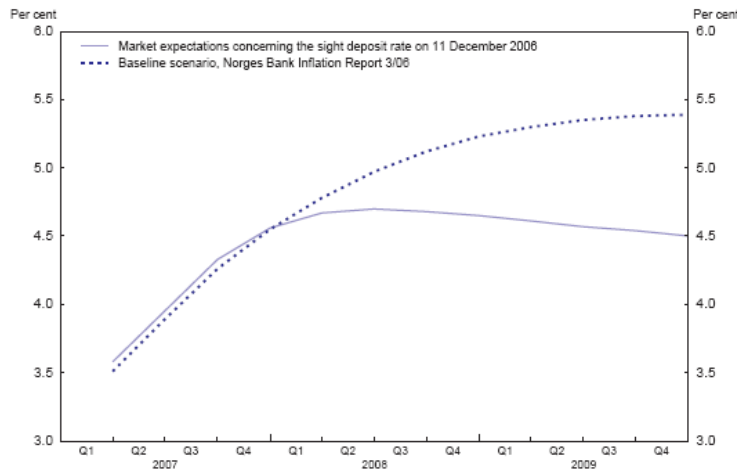
produksjon i morgen, vil de ønske å konsumere mer i dag. Rentens negative effekt oppstår på grunn av intertemporal substitusjon, høyere rente gjør det dyrere å konsumere en enhet i dag i forhold til i morgen (Clarida et al., 1999).  $\mu_t$  er en variabel som betegner eksogene sjokk til etterspørselssiden, for eksempel endringer i publikums preferanser eller offentlig konsum.

Tilbudssiden er gitt ved den nykeynesianske Phillipskurven

$$(2.2) \quad \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + e_t ,$$

hvor  $e_t$  betegner et tilbudssjokk ("cost-push" hvis positivt, men det kan også virke negativt, som ved et positivt produktivitetssjokk). Likningen er basert på at monopolistisk konkurrerende bedrifter maksimerer sin profitt, men de må ta hensyn til en sannsynlighet  $\omega$  at de må beholde samme pris ut perioden. Denne sannsynligheten er uavhengig av hvorvidt bedriften fikk endre sin pris forrige periode (den såkalte Calvo -antakelsen).  $\kappa$  er helningen til Phillips – kurven, som avtar med  $\omega$ . En økning i  $\omega$  vil si at bedrifter må vente lenger mellom hver gang de kan endre prisene sine, og endringer i produksjon vil da ha mindre innvirkning på inflasjonen. Det er altså stive nominelle priser som gir effekt av pengepolitikk på kort sikt, selv med rasjonelle aktører. Videre kan en se at den nykeynesianske Phillipskurven (likning 2.2) indikerer at høy økonomisk aktivitet vil øke inflasjonen i mindre grad dersom forventningene til fremtidig inflasjon er holdt nede. Ved antakelsen om rasjonelle forventninger kan en se at en sentralbank med troverdig inflasjonsstyring vil virke stabiliserende på inflasjonen og dermed også renten på lang sikt. Dermed kan situasjonen som forklart i avsnitt 2.1 oppstå, at inflasjonen holdes lav selv ved sterk vekst i økonomien. Vi kan da få en situasjon med konflikt mellom finansiell stabilitet og inflasjonsmålet.

I følge Bernanke og Gertler (1999) får kapitalprisene en selvstendig rolle når de drives av ikke-fundamentale faktorer. Et typisk eksempel er ikke-rasjonelle aktører. For eksempel kan overdreven optimisme (eller pessimisme) i markedet drive prisene høyere (lavere) enn det underliggende økonomiske faktorer skulle tilsi.

**Figur 2.4 Forventet rentebane: Norges bank versus markedet**Figure 2.6. Future interest rate path: Norges Bank vs. market<sup>1</sup>

1. Derived from estimated forward rates. A credit risk premium and a technical difference of 0.20 percentage point were deducted in calculating the sight deposit rate.

Source: Norges Bank.

*Kilde: OECD- rapporten for Norge (2007)*

Grafen i figur 2.4 viser at husholdningene de siste årene systematisk har underestimert forventet rentenivå i forhold til hva Norges Bank oppgir som sin forventede rentebane framover. Dette kan være tegn på overoptimisme (eufori) i markedet, eller rett og slett at aktører legger for stor vekt på tidligere eller nåværende lav rente når de danner forventninger om fremtidig rente (såkalte nærsynte aktører). I den grad sentralbanken er troverdig, burde rasjonelle agenter ha revidert sine forventninger i henhold til de publiserte rentebanene. Hvis bankene og husholdningene er fullt ut rasjonelle, vil som regel låneopptak og budrundene være bærekraftige. Husholdninger som forventer at renten vil forbli lav kan derimot velge å låne for mye i forhold til det optimale eller bærekraftige. Som Goodhart og Hofmann (2007) påpeker, kan dette redusere rentens effektivitet som instrument for å opprettholde finansiell stabilitet. Kapitalgoder kan bli priset feil i forhold til det fundamentale faktorer og pengepolitikken som styres deretter tilsier.

Ufullstendig eller feilaktiv representasjon av prisen på boligjenester ved måling av inflasjon kan også ha viktige konsekvenser (se vedlegg A for en nærmere forklaring av boligpriser og beregning av KPI). En slik konsekvens er at aktørene kan beregne feil realinntekt og realrente, og disse problemene forsterkes hvis husholdningene i tillegg er nærsynte, og baserer sine valg med mest vekt på den aller nærmeste delen av betalingsforpliktelsene. Inflasjonsstyring som pengepolitisk regime blir mindre effektiv i en slik situasjon. Vi kan da observere at sentralbanken når inflasjonsmålet, men mislykkes i å forankre forventninger hvis husholdningene begynner å inkludere boligpriser i sine vurderinger av inflasjon på egen hånd.

Røed Larsen (2007) finner at i perioden 1990-1999 økte KPI i Norge 22 %, men husholdningene oppførte seg som om levekostnadene økte med mer enn 35 %. Dette indikerer at KPI kan undervurdere faktiske levekostnader, blant annet grunnet en gjeldsfinansiert vekst i boligprisene.

### 2.3.2 Antakelse II: Lineære sammenhenger

Den nykeynesianske inflasjonsstyringsmodellen kjennetegnes ved en lineær beskrivelse av økonomien. Vi antar en lineær oppbygging av tilbuds – og etterspørselssiden i økonomien, som vist i forrige avsnitt, og sentralbankens preferanser defineres av en kvadratisk tapsfunksjon. Løsningen av sentralbankens optimeringsproblem viser hvordan dette fører til resultatet at kapitalpriser eller kreditt ikke har noen direkte formell rolle i modellen:

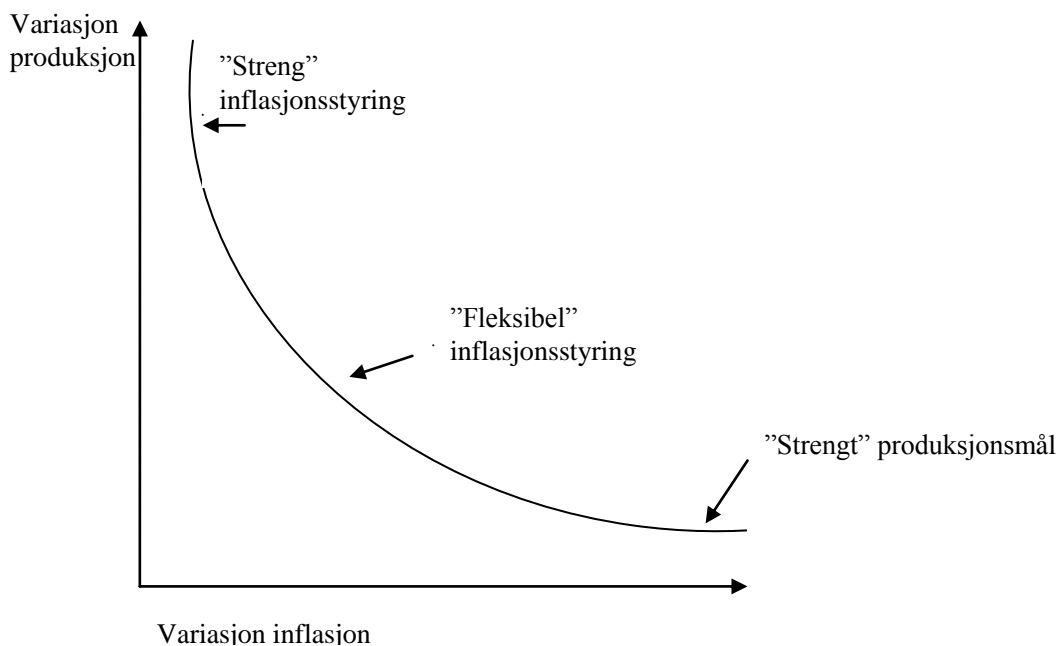
En sentralbank som benytter seg av fleksibel inflasjonsstyring setter renta for å minimere en kvadratisk tapsfunksjon:

$$(2.3) \quad L_t = \frac{1}{2} [\pi_t + \lambda y_t]^2 ,$$

hvor  $\pi_t$  angir avviket fra inflasjonsmålet, og  $y_t$  produksjonsgapet.

Parameteren  $\lambda$ ,  $\lambda > 0$ , angir den relative vekten sentralbanken legger på stabilitet i produksjonsnivået:

**Figur 2.5 Sentralbankens preferanser mellom inflasjonsvariasjon og variasjon i produksjon**



Kilde: Svensson (2002), s270

En høy  $\lambda$  vil altså si at vi beveger oss langs kurven mot høyre, med høyere fokus på lav variasjon i produksjonsnivået. Punkter til høyre for kurven er ineffektive punkter, hvor lavere variasjon i inflasjon og/eller produksjon kan oppnås ved hjelp av en endret pengepolitikk. Ved fleksibel inflasjonsstyring er både inflasjon og produksjon målvariable, med andre ord de variable som inngår i tapsfunksjonen (Svensson, 2002).

På grunn av usikkerhet og tidsetterslep når det gjelder effekten av pengepolitikken, må sentralbanken minimere forventet tap, altså

$$\min E_t L_t = \min E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left[ \frac{1}{2} (\pi_{t+k} + \lambda y_{t+k})^2 \right],$$

hvor  $0 < \beta < 1$  er en diskonteringsrate og  $E_t$  betegner den matematiske forventningen basert på informasjonen tilgjengelig i periode  $t$ .

Vi antar at sentralbanken kan utøve diskresjon (det vil si at den er fri til å justere sin politikk), slik at det intertemporale minimeringsproblemet kan behandles som et statisk problem for hver periode, hvor privat sektors forventninger tas som gitt eksogent.

Optimal politikk finner en da ved å minimere

$$(2.4) \quad E_t L_t = \frac{1}{2} [\pi_t + \lambda y_t]^2.$$

Når en antar at forventet produksjonsgap og avvik fra optimal inflasjon er lik null ( $E_t y_{t+1}$  og  $E_t \pi_{t+1} = 0$ ), minimeres tapsfunksjonen med hensyn på betingelsene at

$$(2.5) \quad y_t = -\frac{1}{\sigma} i_t + \mu_t \quad (\text{IS-kurven når forventet produksjonsgap er null})$$

og

$$(2.6) \quad \pi_t = \kappa y_t + e_t \quad (\text{Phillipskurven når forventet avvik fra inflasjonsmålet er null}),$$

som gir førsteordensbetingelsen:

$$\Rightarrow \frac{1}{2} \left[ \frac{dL}{d\pi} \frac{\partial \pi}{\partial y} \frac{\partial y}{\partial i} + \frac{dL}{dy} \frac{\partial y}{\partial i} \right] = 0$$

$$\Leftrightarrow \frac{1}{2} 2\pi \left( -\kappa \frac{1}{\sigma} \right) + 2\lambda y \left( -\frac{1}{\sigma} \right) = 0$$

$$\Leftrightarrow -\kappa\pi_t - \lambda y_t$$

Betingelsen kan for eksempel løses ut for produksjon:

$$(2.7) \quad y_t = -\kappa \frac{\pi_t}{\lambda}$$

En legger merke til at optimalitetsbetingelsen verken inneholder instrumentvariabelen (renten) eller avhenger av hvordan en definerer etterspørselssiden i økonomien. Den inneholder heller ingen rolle for kapitalpriser. Kapitalpriser er som nevnt ikke målvariable, de inngår ikke i tapsfunksjonen.

Vi kan erstatte uttrykket for  $y_t$  fra optimalitetsbetingelsen, sette det inn i IS-kurven og få at

$$-\kappa \frac{\pi}{\lambda} = -\frac{1}{\sigma} i_t + \mu_t$$

$$\Leftrightarrow i_t = \frac{\kappa\sigma\pi}{\lambda} - \sigma\mu_t$$

og når vi til slutt løser ut for inflasjon får vi et uttrykk for optimal rentesetting:

$$(2.8) \quad i_t^* = \sigma \left[ \mu_t + \frac{e_t}{\kappa + \frac{\lambda}{\kappa}} \right]$$

Renten justeres altså i henhold til eksogene etterspørselssjokk og en vektet andel av tilbudssjokk. Teoretisk sett støtter dette for eksempel Bernanke og Gertler (2001) sin konklusjon om at sentralbanken kun bør reagere på kapitalpriser i den grad de signaliserer endringer i forventet inflasjon eller produksjon. Modellen impliserer at kapitalprisen utvikling ikke gir noen selvstendig informasjon. På den annen side oppstår dette resultatet på grunn av måten modellen er satt opp. Økonomien er beskrevet ved lineære ligninger for tilbud og etterspørsel, og sentralbankens målfunksjon er kvadratisk. Dermed blir førsteordensbetingelsen for optimal politikk beskrevet ved en lineær ligning. Mishkin (2008) mener at en kvadratisk målfunksjon ikke tar tilstrekkelig hensyn til publikums risikoaversjon, dette gjelder særlig aversjon mot ekstra dårlige utfall. Ved normale forhold i kapitalmarkedet kan optimal politikk kunne beskrives av modellen, men i tider med ekstra risiko i kapitalvaremarkedene eller kredittmarkedet vil optimal reaksjon gjerne innebære et behov for en raskere reaksjon enn den lineære beskrivelsen av optimal politikk.

Usikkerhet rundt boligprisrelaterte transmisjonsmekanismer indikerer at beslutningstakere ikke kan vite hvordan instrumentet (renten) virker inn på boligprisene i seg selv, og derfor heller ikke realøkonomien. Ikke-lineære sammenhenger betyr også at det neppe lar seg gjøre å formulere enkle pengepolitiske regler, for eksempel en Taylor -regel for renten med en innebygd respons på boligprisutviklingen. Dette fordi en enkel Taylor-regel vanskelig vil kunne ta hensyn til at finansiell stabilitet er endogen i forhold til blant annet renten. Beslutninger vil kreve bruk av skjønn. Som Mishkin sa i 2007: *"The uncertainty around housing – related monetary policy mechanisms provides one further reason why monetary policy will continue to be an art"* (s. 33).

Flere empiriske studier, blant annet et av Bordo og Jeanne (2002), har funnet et behov for ikke-lineær pengepolitikk for å opprettholde finansiell stabilitet: I oppgangstider kan eufori (overoptimisme) gi lavere sensitivitet i prisnivået på kapitalvarer i møte med økende rente. Deretter kan investorer plutselig oppdage hvor høyt renten faktisk har nådd, med en påfølgende skarp nedgang i kapitalvareprisene. En spredende pessimisme kan da gjøre kutt i renten mindre effektiv. Sentralbanken må dermed avveie fordeler og kostnader ved å reagere mot kapitalpriser. For høy optimisme innebærer en høy kostnad i forbindelse med en proaktiv pengepolitikk, sammen med lav fordel. Det er da optimalt med en "reactive" respons, altså å heller hjelpe økonomien opp igjen ved skarp nedgang, fremfor å prøve å forhindre ytterligere vekst. Når optimismen er innenfor et visst intervall derimot, vil det være optimalt å forsøke å forhindre ubalanser i å utvikle seg.

### **2.3.3 Antakelse III: Perfekte kapitalmarkeder**

Perfekte kapitalmarkeder vil si kapitalmarkeder med full informasjon eller eventuelt med fravær av risiko. Aktører står fritt til å låne for å jevne ut konsum når inntekten er midlertidig lav, og betaler så tilbake med renter når inntekten er høyere igjen. Det er derimot ikke uvanlig å anta at kapitalmarkedene kjennetegnes ved asymmetrisk informasjon. Vi kan ha uheldig utvalg ("adverse selection"), ved at lånerne med den minste sannsynligheten for tilbakebetaling er de som er mest villige til å ta opp lån, særlig ved høy rente. Dersom bankene antar at en betydelig andel av lånerne er "dårlige", vil de velge å rasjonere utlån. Moralsk hasard oppstår etter at lånet er innvilget, for eksempel dårlige valg i forbindelse med investering av den innvilgede kreditten. Også moralsk hasard vil føre til at bankene vil ønske å overvåke kunder, og kostnaden av overvåking vil også ofte føre til kredittrasjonering (Semmler, 2006).

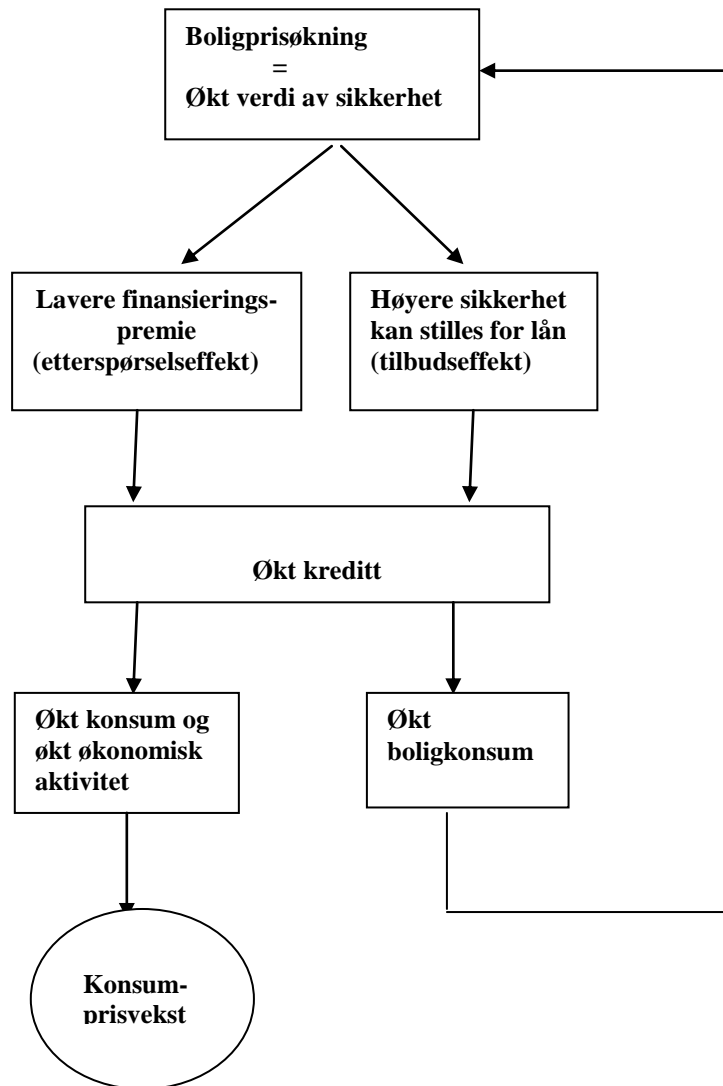
En modell som er tilpasset en vurdering av konsekvensene av asymmetrisk informasjon i kapitalmarkedet, er den såkalte prinsipal-agent-modellen. Utlånere (prinsipaler) kan ikke skaffe informasjon om lånere (agenter) uten kostnad. Dette gjør at det oppstår en differanse i kostnaden av intern og ekstern finansiering for agentene, en finansieringspremie. Asymmetrisk informasjon mellom lånekundene og bankene gjør at lån til husholdninger gjøres betinget av hvor stor sikkerhet husholdningene kan stille opp med. Oppgang i kapitalprisene øker mulighetene til å ta opp lån med sikkerhet i formuesobjektet (ofte bolig). Dette gjør at kapitalprisutviklingen blir viktig for kredittrasjonerte husholdninger.

Det er to forskjellige innfallsvinkler til denne teorien i litteraturen, den ene er blant annet fremmet av Bernanke og Gertler (1989), som legger vekt på at økning i kapitalprisene øker verdien av sikkerhet, og utlånere krever dermed en lavere finansieringspremie. Etterspørselen etter lån vil da øke grunnet lavere lånekostnad. En annen innfallsvinkel, blant annet beskrevet av Kiyotaki og Moore (1997), forklarer at en andel av husholdningene er kredittrasjonerte, og tilbudet av lån begrenses av tilgjengelig sikkerhet. Prisen på sikkerhet (ofte bolig) er gjerne prosykliske, det vil si at muligheten for kreditt øker i oppgangstider. Den økte kreditten øker da den økonomiske aktiviteten enda litt mer via økt konsum av varer og tjenester. Samtidig kan det oppstå en selvforsterkende effekt ved at den økte kreditten kan benyttes i boligmarkedet, noe som kan presse boligprisene opp ytterligere. Vi vil dermed se større svingninger i investeringer og produksjon sammenlignet med i en økonomi med perfekte kapitalmarkeder. Denne forsterkningen kalles en "finansiell akselerator". Den finansielle akseleratoren nevnes gjerne som den viktigste effekten kapitalprisene har på realøkonomien, og en viktig årsak til å ta hensyn til boligprisene ved pengepolitiske beslutninger. Akseleratoren forsterker svingninger av sjokk til økonomien, også pengepolitiske sjokk. Den er også en mekanisme som binder kapitalvareprisene og realøkonomien sammen via innstramming i kredittmarkedet (Goodhart og Hofmann, 2007).

Jeg oppsummerer mekanismene beskrevet ovenfor i figur 2.6, med et positivt sjokk i boligprisene som eksempel:



Figur 2.6 Den finansielle akseleratoren



Figur 2.6 demonstrerer hvordan husholdningen øker konsum utover den vanlige formueseffekten som oppstår ved økte boligverdier. Dette bygger da på antakelsen om at husholdningene er kredittrasjonerte i forhold til hvor stor sikkerhet de kan stille med. Den alternative forklaringen er at usikret kreditt har for høy finansieringspremie til at husholdningene er villige til å låne opp til det nivået som ville vært optimalt i et perfekt kapitalmarked. Dette gjør at den finansielle akseleratoren forventes å være større i land med en stor andel flytende rente på boliglån, slik som England og Norge, sammenlignet med land med en større andel fastrentelån, slik som USA. Uansett om det er tilbuds- eller etterspørselseffekten som er den dominerende årsaken, antas det at det positive sjokket i boligprisene fører til at husholdningene tar opp mer lån. Den økte tilgangen på kreditt ved et positivt boligprissjokk kan som nevnt også benyttes til å kjøpe dyrere boliger, noe som vil presse boligprisene ytterligere, med fare for en prisspiral og stadig høyere gjeld som resultat. Effekten blir også viktig den andre retningen, fall i boligprisene vil føre til fall

i verdien på sikkerhet på lån, og bankene vil stramme inn på tilgjengeligheten av kreditt (Mishkin, 2007). Dette forholdet betyr at boligpriser og husholdningsskjeld vil ha betydning for bankenes risiko og inntjening, og igjen en effekt på finansiell stabilitet. En prisspiral mellom gjeld og boligpriser kan gi problemer ved et fall i boligprisene.

Kredittkanalen virker også inn ved at det i nedgangstider (men også til en viss grad i oppgangstider) oppstår en usikkerhet rundt verdisetting av kapitalvarene. Dette vil igjen gi usikkerhet rundt verdien av sikkerhet, og dermed usikkerhet til pris og tilgang på kreditt. Denne effekten kan riktignok sies å være større på bedriftsdelen av lånemarkedet. Risikoen for tap på boliglån reduseres en del ved at husholdninger har lønnsinntekt. Likevel, ved normal kredittrisikoovervåking vil bankene overvåke låntakere med den høyeste gjeldsbelastningen, og de mest usikre inntektene mest. Dette gjør at det er her det strammes til mest når sikkerhetsverdiene faller, og først slippes opp når sikkerhetsverdiene øker (Bernanke, 2007).

## 2.4 Oppsummering

Boligpriser inngår som en del av den tradisjonelle transmisjonsmekanismen for kapitalvareprisene. I tillegg kan boligpriser kan ha en selvstendig effekt på realøkonomien hvis aktørene ikke er fullt ut rasjonale. Et eksempel er hvis aktørene er nærsynte og tror en nåværende lav rente vil vare fremover, selv hvis sentralbanken publiserer prognoser for stigende renter. Den lineære oppbyggingen av inflasjonsstyringsmodellen fører til at vi ikke tar eksplisitt hensyn til kapitalprisene og risikoaversjon hos husholdninger eller banker. Usikkerhet og irrasjonale aktører kan dessuten føre til behov for en ikke-lineær pengepolitisk respons. Og til slutt, ikke-perfekte kapitalmarkeder gir en rolle for både boligpriser og kreditt, ved at boligverdier benyttes som sikkerhet for lån. Jeg har dessuten vist at selv om prisstabilitet ofte gjør det enklere å ivareta finansiell stabilitet, kan det oppstå konflikt mellom å oppnå både prisstabilitet og finansiell stabilitet. Prisstabilitet gir ikke automatisk finansiell stabilitet. Dette er antakelig noen av årsakene til at sentralbanken velger å følge med på utviklingen i boligpriser og husholdningsskjeld. Å se disse to markedene sammen er særlig interessant hvis en finner beviser for en finansiell akselerator. Jeg vil nå ta utgangspunkt i teori for hva som driver henholdsvis boligpriser og gjeld, for så å teste denne teorien økonometrisk.

### 3. Modelling av boligprisene

#### 3.1 Er det nødvendig å identifisere bobler?

Blant annet Cecchetti et al. (2000) mener at sentralbanker kan bedre sin økonomiske politikk ved å ta hensyn til priser på kapitalvarer. For å reagere adekvat på utviklingen i for eksempel boligprisene er vi avhengig av å avdekke årsaken til prisveksten. Et vanlig argument mot pengepolitisk reaksjon er at det er i praksis veldig vanskelig å måle avvik i kapitalvarepriser fra deres fundamentale verdi. Forfatterne mener imidlertid at å måle dette avviket ikke er vanskeligere enn å estimere teoretiske variable som potensiell BNP eller likevektsrealrente. Målingsvanskeligheter i seg selv er ikke nødvendigvis et tilstrekkelig argument til å se bort fra prisene på kapitalvarer.

Det kritiske spørsmålet som oppstår er altså hvorvidt vi kan skille mellom vekst i boligpriser grunnet fundamentale faktorer og såkalt ikke-fundamentale faktorer. Dersom data tyder på at boligprisene avviker fra priser forventet ut fra prisindikatorer eller en økonometrisk modell for fundamentale faktorer, defineres gjerne prisene som irrasjonale, for eksempel drevet av overdrevent høye forventninger til vekst, og spekulasjon. Men er det egentlig nødvendig å eksplisitt identifisere en boble? I litteraturen finner vi ingen endelig konklusjon på dette, noen mener det er nødvendig å skille fundamentale faktorer fra ikke-fundamentale faktorer, altså bobler, mens andre mener det er irrelevant hva som forårsaker store variasjoner i kapitalvarepriser, se for eksempel Bordo og Jeanne (2002), da variasjonene uansett innebærer velferdskostnader for økonomien.

Som i Cogley (1999) kan en rent formelt sette opp en dekomponering av prisendringer i boligmarkedet som følgende:

$$(3.1) \quad \frac{\text{Pris}}{\text{Dividende}} = F_{1t} + F_{2t} + B_t ,$$

hvor  $F_{1t}$  betegner fundamental verdien,  $F_{2t}$  betegner endringer i fundamentalverdien grunnet pengepolitiske endringer og  $B_t$  er en boble. En kan da anta at et pengepolitisk mål er å minimere følgende:

$$(3.2) \quad \text{var} \left[ \frac{\text{Pris}}{\text{Dividende}} - F_{1t} \right] = \sigma_{F2}^2 + \sigma_B^2 + 2\rho_{F2B} \sigma_{F2} \sigma_B ,$$

som altså er variasjonen i pris-dividende- raten forårsaket av pengepolitikk, bobledannelse og korrelasjonen mellom de to. Hvis vi antar sentralbanken er tilhenger av det første synet, altså at vi må identifisere bobler for å kunne finne riktig pengepolitisk reaksjon, vil et forsøk på å sprekke en boble virke destabiliserende hvis det ikke er noen boble i markedet (når  $\sigma_B = \rho_{F2B} = 0$  vil en endring i  $F_{2t}$  bare øke variasjonen). Dette problemet oppstår fordi det er nær sagt umulig å skille uforklart variasjon (det vil si variasjon ikke forklart av fundamentalfaktorer) i boligpriser i henholdsvis bobler eller uobserverbare fundamentalfaktorer (Cogley, 1999).

Som nevnt anser blant annet Bordo og Jeanne (2002) ”bobledebatten” som overdrevet. De mener at det ikke er relevant hvorvidt en korleksjon i markedet skyldes en sprukken boble eller en endring i fundamentale faktorer. Store prisendringer grunnet fundamentale faktorer har uansett signifikant effekt på makroøkonomien. Husholdninger blir like fullt rammet av et boligmarkedskrakk uansett hva som er årsaken. Forfatterne introduserer derfor et ”forsikringssyn” for politikk: En innstramning i pengepolitikken i oppgangstider gir mindre risiko og tap ved nedgangstider. Prisen for denne forsikringen er å måtte avvike fra mer kortsiktige makroøkonomiske mål. Sentralbankens oppgave blir da å vurdere relative kostnader og fordeler ved å stramme inn politikken i møte med sterk kapitalprisvekst. Optimal politikk er da den politikken som involverer lavest relativ kostnad. I oppgangstider blir det nødvendig å vurdere sannsynligheten for en korleksjon i markedet, og eventuelle kostnader ved krakk. Slik Bordo og Jeanne ser det, er det ikke nødvendig å være helt sikker på at oppgangen ikke er bærekraftig for å reagere, akkurat som at en boligeier ikke behøver å vite at huset vil brenne ned for å tegne brannforsikring.

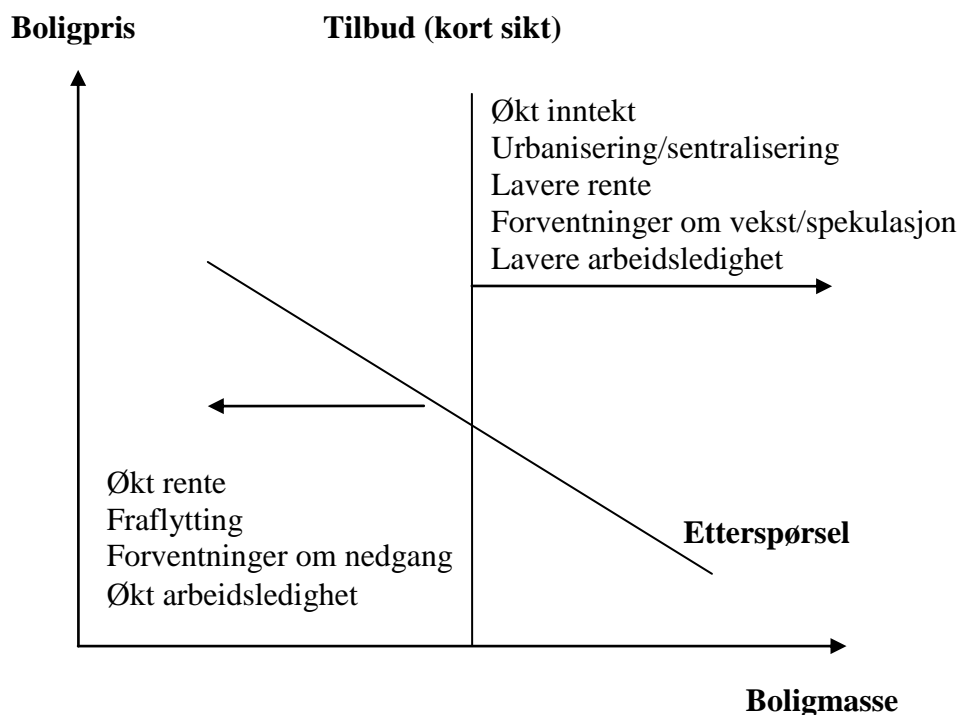
Uansett hvilket syn som er det riktige, er det viktig å ha forståelse for hvordan og hvor sterkt boligprisene avhenger av fundamentale faktorer. Skal sentralbanken kunne basere sine avgjørelser basert på prognoser for fremtidig inflasjon, produksjon og utsikter for finansiell stabilitet, er det viktig å kunne anslå boligprisutviklingen. Det eksisterer utallige teorier og modeller for boligpriser. Da drivkreftene bak boligprisutviklingen kun er en del av en større problemstilling i oppgaven, blir jeg nødt til å velge ut noen få modeller. I det følgende ser jeg først på grunnleggende boligmarkedsteori og dynamikk, deretter kort på noen vanlige indikatorer, før jeg avslutningsvis går mer detaljert inn på en økonometrisk modell for norske boligpriser.

## 3.2 Teori

### 3.2.1 Boligmarkedet på kort og lang sikt

Boligprisene bestemmes av boligetterterspørselen og tilbudet av boliger. Boligetterterspørselen kan deles opp i to komponenter, etterspørsel etter bolig for boformål, og etterspørsel etter bolig som ren investering. På kort sikt er det hovedsakelig etterspørselen som gir fluktuasjoner i boligprisene. Dette fordi det tar tid å planlegge, få byggetillatelse for, og å bygge boliger. I tillegg er boligtilbudet av lokal art (en kan anta de fleste husholdninger har en begrenset vilje til å flytte over lengre strekninger kun av boligårsaker). Nybyggingen per år er dessuten relativt lavt i forhold til den eksisterende boligmassen. En kortidsmodell vil dermed rette fokus på etterspørselssiden av boligmarkedet (Jacobsen og Naug, 2004), og noen viktige forklaringsfaktorer oppsummeres i Figur 3.1:

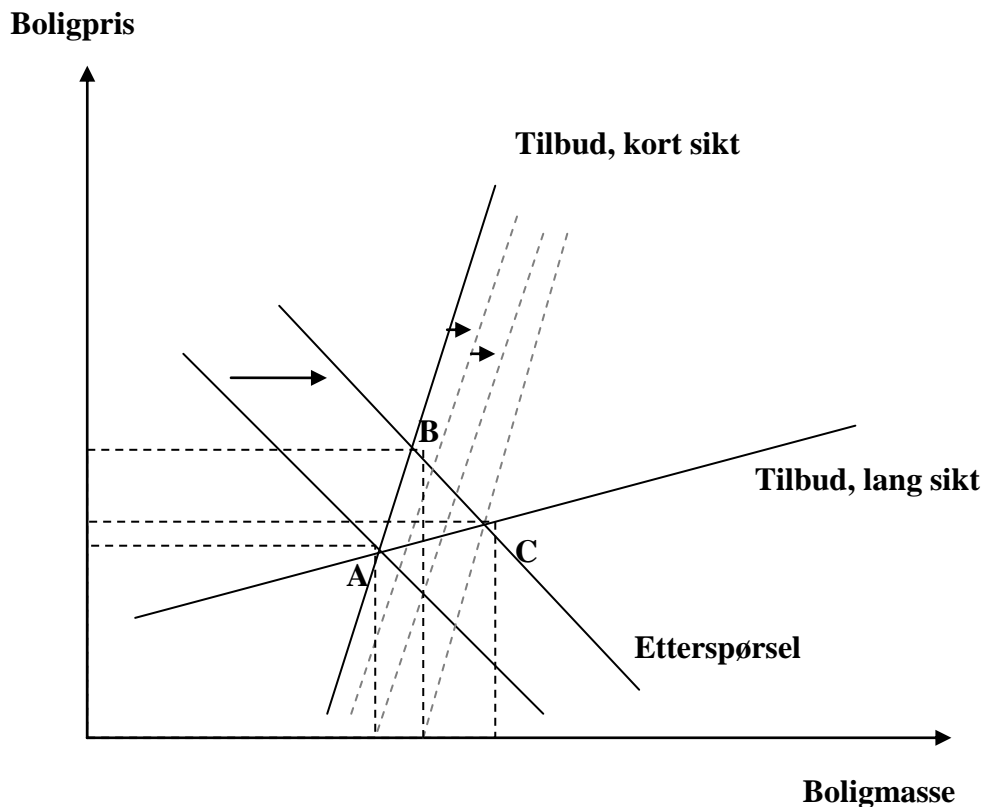
**Figur 3.1: En oversikt over hva som driver boligetterterspørselen**



Pilen som peker mot høyre oppsummerer faktorer som gir økt etterspørsel og dermed økte priser på kort sikt, og omvendt. På lengre sikt vil nybyggingen av boliger tilpasse seg etterspørselen, og tilbudssiden må også tas hensyn til (Jacobsen og Naug, 2004). Et høyere nivå på boliginvesteringene enn det som er nødvendig for å vedlikeholde boligmassen gir større

boligkapital. Grunnet treghet på tilbudssiden kan for eksempel etterspørselen øke, nybyggingen øke, men så i mellomtiden går etterspørselen ned igjen. Da vil vi observere en nedgang i prisene.

**Figur 3.2: Tilpasning mellom etterspørsel og tilbud i boligmarkedet på kort og lang sikt**



I denne figuren antas boligmarkedet å først være i likevekt i punkt A. Deretter gir en økning i etterspørselen en ny kortsiktig tilpasning i punkt B, hvor etterspørselen skifter, men tilbudet kan i liten grad justeres på kort sikt. Prisoppgangen gjør imidlertid at det vil lønne seg å bygge flere boliger, slik at vi vil se en gradvis justering av tilbudet, eller da som illustrert, gjentatte, små skift av tilbudskurven mot høyre. Over tid når tilpasningen i punkt C, hvor tilbudet er fullt tilpasset en langsiktig tilbudskurve. Boligmassen øker så lenge prisene er høyere enn den langsiktige tilbudskurven. Som en kan se, presses prisene opp kraftig på kort sikt, i forhold til på lang sikt, når boligbyggingen får tilpasset seg etterspørselen. På kort sikt kan en dessuten anta at boligpriser avviker noe fra fundamentalverdier grunnet uperfekt informasjon i boligmarkedet: Prisavgjørelser avgjøres i stor grad i bilaterale forhandlinger mellom selger og kjøper, og selv om disse prisene blir offentliggjort, er hver bolig unik, og det kan være vanskelig å sammenligne priser. Det kan ta tid å forme seg en mening om hva som er prisenivået på en bestemt type leilighet i et bestemt område. Videre kan omsetningsraten i markedet være lav, noe som gjør det enda vanskeligere å vurdere faktisk verdi.

### 3.2.2 Price-to-Rent og Price-to-Income- ratene

En vanlig måte å forsøke å vurdere hvorvidt boligpriser er ”overdrevne” er den såkalte Price-to-Rent- raten (P/R) som tilsvare Price-to-Earning (P/E) – raten i finansiell investeringsteori. P/R-raten, beregnet som en boligprisindeks dividert på en husleieindeks, skal fungere som et mål på hvor dyrt det er å eie fremfor å leie bolig. Intuitivt sett vil en høy P/R-rate føre til at husholdninger synes det blir for dyrt å eie i forhold til å leie, etterspørselen går ned og prisene justeres ned til et nivå mer i linje med leiepriser. Hypotesen er da at hvis P/R raten er uvanlig høy over lengre tid, kan dette representere en boble, altså urealistiske forventninger til økt verdi i boliger. Price-to – Income (P/I) -raten måler hvor dyre boliger er relativt til husholdningenes inntekt (oftest årsinntekt). Raten forklarer da hvor mange årsinntekter som kreves for å betale en bolig, og indirekte husholdningenes betalingsevne.

Himmelberg et al. (2005) bemerker at P/R raten ikke inneholder tilstrekkelig informasjon til å vurdere hvorvidt boligmarkedet viser tegn til bobler. En fullstendig analyse ville også tatt hensyn til forskjell i risiko, skattefordeler, vedlikeholdskostnader og forventet kapitalavkastning for eide boliger. Videre sier ratene lite om prisene er høye på grunn av utviklingen i fundamentale faktorer eller på grunn av en boble (Jacobsen og Naug, 2004).

### 3.3 En økonometrisk modell for det norske boligmarkedet

En annen måte å vurdere boligmarkedet på enn å se på indikatorer, er å studere en empirisk modell. Sentralt i Norges Banks analyser av finansiell stabilitet for husholdningssektoren står de makroøkonomiske ligningene for estimering av boligprisutviklingen og gjeld i husholdningene (Haugland og Vikøren, 2006). Jacobsen og Naug (2004) tar for seg en modell for boligprisdannelse for en gitt boligmasse, altså på kort sikt. Boligprisene vil dermed i hovedsak fluktuere grunnet endringer i etterspørselen. Forfatterne skiller mellom to hovedkomponenter i etterspørselen, husholdningers etterspørsel for boformål, og etterspørsel etter bolig som kun investeringsobjekt. Data for Norge viser at ca. 4 av 5 boliger etterspørres for boformål, og modellen retter derfor fokus på denne komponenten av etterspørselen.

Etterspørselsfunksjonen defineres som

$$(3.3) \quad H^D = f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right), \text{ hvor}$$

$H^D$  = etterspørsel etter boliger

$V$  = samlet bokostnad for en typisk eier

$P$  = indeks for prisene på andre varer og tjenester enn bolig

$HL$  = samlet bokostnad for en typisk leietaker(husleie)

$Y$  = husholdningenes disponible realinntekt

$X$  = en vektor av andre fundamentale faktorer som påvirker boliggetterspørselen

Det antas at

$$\frac{\frac{\partial f}{\partial V}}{P} < 0 \text{ og } \frac{\frac{\partial f}{\partial V}}{HL} < 0$$

Etterspørselen etter eierboliger synker ved høyere reelle bokostnader og ved lavere kostnader for å leie fremfor å eie.

Det antas videre at  $\frac{\partial f}{\partial Y} > 0$ , etterspørselen etter boliger øker ved økt inntekt.

Vektoren  $X$  inneholder andre fundamentale forklaringsfaktorer, slik som bankenes utlånspolitikk og forventninger om fremtidig husholdningsøkonomi.

Reelle bokostnader kan i forenklet form skrives som:

$$(3.4) \quad \frac{V}{P} = \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} [i(1-\tau) - E\pi^{PH}] ,$$

hvor  $\frac{PH}{P}$  er realboligprisen og  $BK$  er bokostnaden per realkrone investert i bolig, definert som den nominelle renten etter skatt fratrullet forventet nominell prisøkning på boliger.

På kort sikt er det boligprisene som må justeres for å sikre at tilbud = etterspørsel, og vi kan beskrive dette på semi-logaritmisk funksjonsform:

$$(3.5) \quad \ln PH = \beta_1 \ln P + (1 - \beta_1) \ln HL + \beta_2 \ln Y + \beta_3 BK + \beta_4 \ln H + \beta_5 g(X) ,$$

hvor  $H$  er samlet boligmasse.



Ved spesifisering av den økonometriske modellen tester Jacobsen og Naug i utgangspunktet for effekten av følgende variable:

- Husholdningenes samlede (nominelle) lønnsinntekter
- Indeksene for betalt og samlet husleie i KPI
- Øvrige deler av KPI-JAE
- Ulike mål på realrenten etter skatt
- Boligmassen
- Arbeidsledighetsraten (registrert ledighet)
- Tilbakedatert vekst i boligprisene
- Husholdningenes gjeld
- Totalbefolkningen
- Andel av befolkningen i alderen 20-24 år og 25-39 år
- Ulike mål på flytting/sentralisering
- En forventningsindikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi

Dette er et stort antall variable, som med både løpende og tilbakedaterte verdier ville gitt en uhensiktsmessig stor modell. Forfatterne estimerte derfor en rekke modeller med en delmengde av variablene og forenklet deretter modellene ved å pålegge restriksjoner som ikke ble forkastet av data. Husleiene og inflasjon fikk gjennomgående t-verdier nær null, og ble dermed utelatt. Det ble heller ikke funnet signifikante effekter av husholdningsgjeld, hvor de da konkluderer med at tilgangen på kreditt antakelig ikke utgjorde noen begrensning i estimeringsperioden. Dette er noe jeg vil komme tilbake til senere i oppgaven. Videre ble det ikke funnet holdepunkter for at demografiske endringer hadde signifikante effekter på boligprisene. Dette kan blant annet være fordi demografiske forhold endres sakte over tid, og modellen estimeres over en relativt kort tidsperiode. Demografi og sentralisering er imidlertid indirekte inkludert ved at de vil påvirke lønnsinntektene i økonomien.

Jacobsen og Naug rapporterer til slutt følgende empiriske modell:

$$\Delta \text{boligpris}_t = 0,12 \Delta \text{inntekt}_t - 3,16 \Delta (\text{RENTE } (1 - \tau))_t - 1,47 \Delta (\text{RENTE } (1 - \tau))_{t-1} + 0,04 \text{FORV}_t - 0,12 [\text{boligpris}_{t-1} + 4,47 \Delta (\text{RENTE } (1 - \tau))_{t-1} + 0,45 \text{ledighet}_t - 1,66 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + 0,56 + 0,04S1 + 0,02S2 + 0,01S3$$

Estimeringsperiode: 2. kv. 1990 – 1. kv. 2004.  $\Delta$  er en differensoperator:  $\Delta X_t = (X_t - X_{t-1})$ .

Modellen er en feiljusteringsmodell, hvor variablene er gitt på logaritmisk skala, med unntak av rente, som er målt som en rate, og forventningsindikatoren, FORV, som inngår direkte. Modellen med nominelle variable fikk bedre resultater enn den reelle modellen, modellen ovenfor er dermed i nominell form.

Uttrykket i klammeparentesen måler avvik fra en estimert langtidssammenheng mellom boligpriser, rente, ledighet, inntekter og boligmassen. Dette er et feiljusteringsledd, som korrigerer avvik fra likevekt. Koeffisienten på  $-0,12$  sier at boligprisene øker med  $0,12$  prosent i kvartal  $t$  dersom boligprisene ligger  $1$  prosent under den estimerte langtidssammenhengen i kvartal  $t-1$  (alle andre forhold like), og omvendt. Renten, ledigheten og forventningsindikatoren er stasjonære variable (jeg vil komme tilbake med en forklaring av dette senere i oppgaven), slik at på lang sikt vil boligprisene øke i takt med lønnsinntektene. Jacobsen og Naug bekrefter dette resultatet ved å estimere en versjon av modellen uten boligmasse. Videre finner estimeringene ikke signifikante effekter av tilbakedatert vekst i boligprisene, noe som indikerer mindre sannsynlighet for at husholdningene danner forventninger om fremtidig vekst basert på tidligere prisvekst, og dermed danner grunnlag for en forventningsbasert boble. På den annen side finner forfatterne en "overshooting"-effekt, nemlig at boligprisene vil stige mer på kort sikt enn på lang sikt dersom renten faller.

Et av Jacobsen og Naugs mål med modellen var å vurdere hvorvidt det finnes en boble i det norske boligmarkedet. Resultatene viser at det ikke er tilstrekkelig bevis for at boligprisene viser avvik fra en fundamentalverdi bestemt av forklaringsvariablene. Jacobsen og Naug nevner blant annet den lave renten vi har hatt siden 2002 som en forklaringsfaktor bak en bærekraftig prisvekst. Dette lave rentenivået kan ikke forventes å vedvare, men prisene i boligmarkedet vil nok justere seg tregt når renten etter hvert normaliseres. Vi kan imidlertid også observere at boligprisene øker i takt med renten, ettersom inntektene og sysselsettingen da også kan være i vekst. Røed Larsen og Sommervoll (2004) forklarer dette med at det er i stor grad forventninger om de langsiktige rentene som påvirker boligprisene. Videre kan det være faktorer som driver rentene og boligprisene opp samtidig, en optimisme knyttet til den økonomiske aktiviteten. Denne optimismen øker konsumentenes tro på egen betalingsevne i fremtiden og dermed også etterspørsel. Dette fører til en økning i både boligpriser og det generelle prisnivået, og som en følge setter sentralbanken opp renta.

En kritikk av denne modellen er at den behandler rente som en eksogen variabel. Dersom vi i praksis observerer at vekst i boligprisene faktisk bidrar til at sentralbanken øker renten, kan det lønne seg å benytte en instrumentvariabel for renten. Boligmassen er nok også endogen, da høyere boligpriser vil føre til at det lønner seg å bygge flere boliger, alle andre forhold like. Jeg vil senere i oppgaven reestimere denne modellen for å vurdere hvor robust den er.

## 4. Modellering av husholdningsgjeld

### 4.1 Teori

#### 4.1.1 Permanentinntektshypotesen

Et utgangspunkt for å analysere trender i husholdningenes opptak av lån er ”Life-Cycle og Permanent-Income” – modellene slik de opprinnelig ble utviklet av Modigliani og Friedman, og gjengitt av for eksempel Iacoviello (2004) i forbindelse med den finansielle akseleratoren i boligmarkedet. I denne modellen velger husholdningen sitt nivå av boligkonsum og øvrig konsum for å maksimere nytte hver periode i sitt livsløp, begrenset av budsjettbetingelsen som sier at han kan konsumere den diskonterte nåverdien av sin inntekt:

$$(4.1) \max E_t \left[ \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} u(C_t, h_t) \right],$$

hvor  $h_t$  er enheter bolig konsumert,

gitt budsjettbetingelsen

$$(4.2) \sum_{t=0}^T (C_t + (\Delta h_t \times v_t)) \leq \sum_{t=0}^T y_t = \bar{Y},$$

hvor  $v_t$  er boligpris,  $C_t$  er konsum,  $\rho$  er diskonteringsraten,  $r$  er renten og  $\bar{Y}$  er et mål for permanent inntekt/forventet inntekt over livsløpet.

Løser en dette optimeringsproblemet med hensyn på  $C_t$  og  $C_{t+1}$  får vi en standard Euler- ligning for konsum:

$$(4.3) E_t u'(C_{t+1}) = \frac{(1+\rho)}{1+r} u'(C_t)$$

Husholdningene maksimerer sin nytte når den diskonterte marginale nytten av totalt konsum i hver periode er lik kostnaden av intertemporal substitusjon, renten. Euler- ligningen impliserer at husholdninger foretrekker å holde konsumet på et jevnt nivå hver periode. Ved en midlertidig lavere inntekt vil da husholdningen ønske å låne for å kunne konsumere mer, for deretter å betale tilbake (spare) når husholdningen har høyere inntekt. Det forventes altså et negativt forhold mellom inntekt og gjeld. Empiriske undersøkelser finner derimot stort sett et positivt forhold mellom inntekt og gjeldsvekst (Hofmann, 2004).

### 4.1.2 Rente

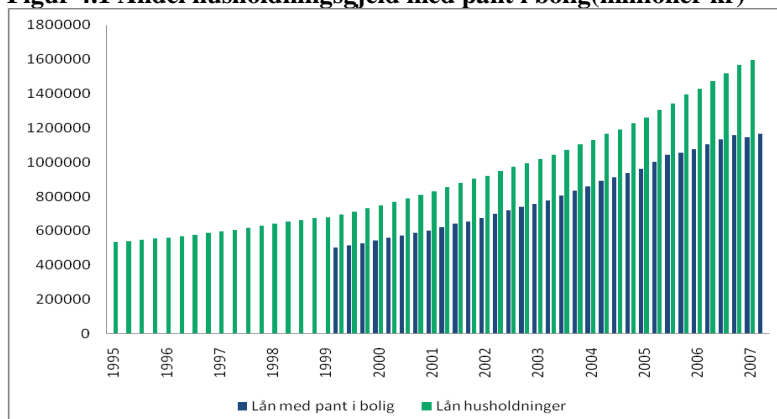
Renten kan anses som prisen for å låne. I en lukket økonomi vil renten måtte gå opp ved en gjeldsøkning for å opprettholde likevekt i lånemarkedet. Aggregert, i en liten, åpen økonomi åpnes det for at driftsunderskuddet til utlandet kan øke ved økt husholdningsgjeld. Renten er således til en viss grad eksogen i forhold til gjeldsnivået. Renten virker inn på gjeldsveksten med både inntekts - og substitusjonseffekter. En nedgang i renten vil senke kostnaden forbundet med å låne. Husholdninger vil dermed ønske å låne mer. Samtidig øker nåverdien av forventet fremtidig inntekt, men vi har også at avkastning på kapital synker. Nettoeffekten avhenger i tillegg av husholdningenes forhold til renterisiko. Husholdninger kan for eksempel velge å spare ved midlertidig lavere rente som buffer for forventede renteøkninger, fremfor å velge å låne mer (Debelle, 2004). Oppsummert vil jeg uansett forvente en negativ sammenheng mellom rente og gjeldsveksten.

Inflasjon vil også ha en effekt. Hvis inflasjonen blir lavere enn ventet (tilbudssjokk) blir lånet relativt dyrere i realbeløp. Denne høyere kostnaden skifter likviditet fra lånerne, som har høy tilbøyelighet for konsum, til de med lavere konsumtilbøyelighet. Dette demper effekten som de lavere rentene ellers ville hatt i å øke etterspørselen (Debelle, 2004).

### 4.1.3 Boligmarkedets rolle

Økte boligpriser vil bidra til gjeldsvekst via både formues- og priseffekter. Formueseffekten innebærer at økte boligpriser øker verdien av husholdningenes boligformue, de føler seg rikere, og øker etterspørselen etter kreditt for å nyte godt av gevinsten i form av økt konsum. Preiseffekten slår inn ved at bankene setter ned lånerenten når verdien for sikkerhet øker. Vi vil da gjerne observere at husholdninger substituerer usikret gjeld mot billigere, sikret gjeld (Goodhart og Hofmann, 2007).

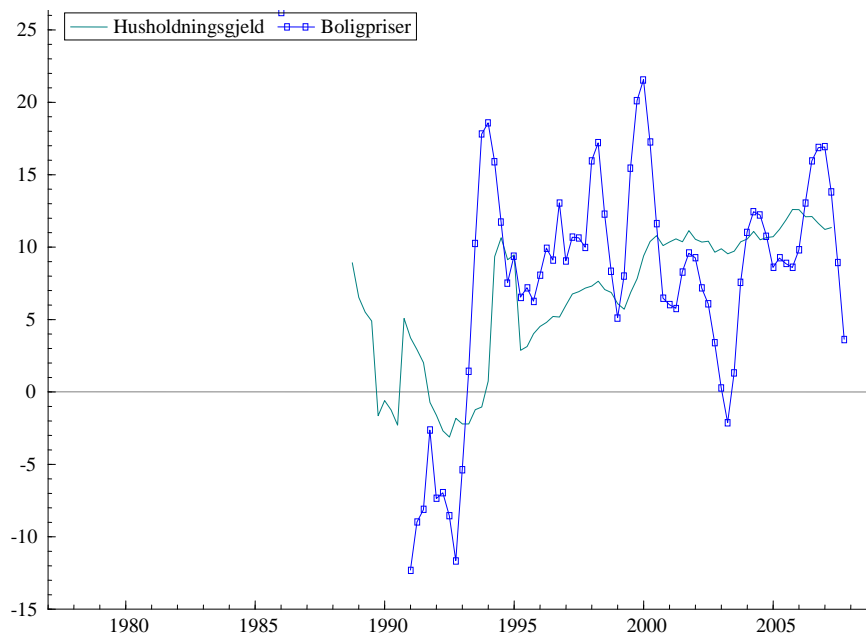
**Figur 4.1** Andel husholdningsgjeld med pant i bolig (millioner kr)



Datakilde: Norges Banks FPAS-database og Statistisk Sentralbyrå

Figur 4.1 viser at lån med pant i bolig utgjør en betydelig del av lån til husholdningene i Norge. Det ser videre ut til at andelen sikrede lån i forhold til totale utlån er relativt jevn (data for andelen lån med pant i bolig er tilgjengelig fra 1999). Økt verdi av boligen kan gi mulighet for en kredittbegrenset husholdning å låne til en lavere rente, eller å ta opp mer lån. Det er da viktig å vurdere hvorvidt prisøkningen ses på som varig. Både banker og husholdninger kan ønske å "vente og se" før de endrer sin tilpasning ved økte priser (Jacobsen og Naug, 2004b). Endringer i boligprisene på kort sikt kan dermed ha liten effekt, mens på lang sikt forventes effekten signifikant og positiv.

Omsetningsraten er også viktig for gjeldsnivået. Om en antar at boligprisene øker for deretter å stabilisere seg på et nytt nivå, vil det i lang tid være boliger som omsettes til en høyere pris enn sist de ble omsatt. Vi må skille mellom førstegangskjøpere og salg av bruktboliger mellom husholdninger som allerede er i boligmarkedet. For en gitt boligmasse vil da den ene husholdningen for eksempel kjøpe en dyrere bolig og øke sin gjeld, mens en annen vil nedgradere til en billigere bolig. Nettoeffekten på gjeld avhenger da om hvorvidt husholdningen som kjøpte en billigere bolig velger å bruke mellomlegget fullt ut til nedbetaling av gjeld, eller benytte deler av beløpet til annet konsum. Effekten av flere førstegangskjøpere på gjeld er som regel positiv. For en gitt boligmasse vil en førstegangskjøper ta opp lån for omtrent hele kjøpsbeløpet, mens en annen går ut av markedet og kan nedbetale sin gjeld. Den som går ut av markedet vil derimot som regel ha lavere gjeld enn den som etablerer seg på et senere tidspunkt (Jacobsen og Naug, 2004b). Prisøkningen vil bidra til gjeldsvekst inntil hele boligmassen er omsatt til det nye prisnivået. I 2001 ble rundt fire prosent av boligmassen i Norge omsatt (Jacobsen og Naug, 2004b), og dersom fire prosent av boligmassen omsettes hvert år, vil en prisøkning i teorien bidra til gjeldsvekst i 25 år.

**Figur 4.2 Årlig prosentvis endring i husholdningsgjeld og boligpriser**

*Datakilde: Norges Banks FPAS - database, NEF, EFF, Econ Pöry og Finn.no*

Grafen i figur 4.2 viser at i tråd med teori er husholdningsgjeld og boligpriser er korrelert, men gjeld følger med et betydelig tidsetterslep. Vi vil dermed kunne observere at gjelden fortsatt vokser når boligprisene er på vei nedover.

#### **4.1.4 Demografi, arbeidsledighet og strukturelle trekk i lånemarkedet**

Demografi vil ifølge permanentinntekthypotesen virke inn på gjeldsveksten via tradisjonelle forskjeller i inntekt mellom ulike aldersgrupper. Unge husholdninger vil typisk ha en noe lavere inntekt, som sammen med en forventning om økte inntekter fører til økt låneopptak. Mer etablerte husholdninger vil kunne nyte godt av høyere inntekt og spare, blant annet ved å nedbetale gjeld. Gjeld vil være lav i de yngste aldersgruppene på grunn av likviditetsbegrensninger. Likviditetsbegrensninger er mest bindende ved anskaffelse av bolig. Tidlig i livet vil folk måtte ofte måtte leie fremfor å eie bolig på grunn av disse begrensningene<sup>2</sup>. Gjelden er derfor lav i denne perioden. Deretter, i etableringsfasen 25-34 år er gjelden på sitt høyeste, på grunn av forventning om høyere inntekt senere i livet. Mange førstegangskjøpere av

<sup>2</sup> Likviditetsbegrensninger kan formelt defineres på for eksempel følgende måte:  $L_t = \min \left\{ \frac{\delta}{1-\delta} D_t, \frac{zY_t}{i_t} \right\}$ , hvor

$\delta$  er den typiske forholdsrate mellom lån og boligverdi,  $D_t$  er innskudd /egenkapital oppspart til boligkjøp,  $i$  er den nominelle renten og  $z$  er den maksimale prosentandelen som bankene er villige til å låne ut i forhold til låntakerens disponible inntekt (Debelle, 2004).

bolig i denne aldersgruppen virker også inn på gjelden. Det er også slik at studenter (alle andre forhold like) generelt har høyere gjeld (Jacobsen og Naug, 2004b).

Arbeidsledighet forventes å ha en negativ effekt på gjeld, da færre ønsker eller har mulighet for å ta opp lån uten lønnsinntekt. Arbeidsledighet kan også fungere som et mål for husholdningenes forventninger og graden av usikkerhet rundt fremtidig betalingsevne. Ved økt arbeidsledighet vil kanskje flere ha negative forventninger til fremtidig økonomi, og velger dermed å være mer forsiktig med å ta opp lån.

Reguleringene i lånemarkedet har også en betydning. Dereguleringene vi har hatt i lånemarkedene kan bety at den høye gjeldsveksten er en refleksjon av at husholdningene har endret tilpasning fra et suboptimalt lavt lånenivå, til et nytt, høyere likevektsnivå fordi de nå er mindre likviditetsbegrenset. Dereguleringene ble gjort i Norge i 1984/1985, slik at dette blir utenfor min estimeringsperiode. Men vi har også hatt andre strukturelle endringer, for eksempel at husholdningene nå står mer fritt til å velge løpetid på lånet, noe som gjør at husholdningene kan betjene et høyere gjeldsnivå. I følge Finansiell stabilitet 2/2006 har imidlertid Norge relativt lav løpetid på lån i forhold til for eksempel Nederland, Danmark og Sverige, hvor vanlig løpetid er opp til 20 år, mens i Norge er 15-20 år det mest vanlige. Videre er andelen boliglån med avdragsfrihet voksende, men fortsatt lavere enn i Danmark og Nederland (12,5 % vs. henholdsvis 33 og 43 %). De lavere rentekostnadene på grunn av lav inflasjon etter inflasjonsstyringen ble innført kan også ses på som en strukturell endring. Vi har likevel en høy andel boligeiere, og lav andel husholdninger med fastrente, slik at husholdningene bør fortsatt være sensitiv for rentenivået. For eksempel har kun 8,5 % av nye lån fastrente, mens til sammenligning har Nederland en fastrenteandel på 78,8 %.

## 4.2 En økonometrisk modell for husholdningsgjeld

Jacobsen og Naug(2004b) har i tillegg til boligprismodellen spesifisert en modell for husholdningsgjeld. Husholdningsgjeld bestemmes av låneetterspørselen og bankenes utlånspolitik. Husholdningenes gjeld er i stor grad knyttet til kjøp av bolig. Førstegangskjøpere vi normalt lånefinansiere det meste av kjøpet. Stigende boligpriser vil da gi behov for et større lån. Mange husholdninger vil også velge å øke opplåningen for å kjøpe en dyrere bolig enn den de eier. Dersom prisen på boliger øker, vil det kreve et større låneopptak for å kjøpe boligen enn forrige gang den ble omsatt. En høyere omsetningshastighet i markedet vil bety at det hele tiden



vil være flere husholdninger som har tatt opp lån nylig enn tidligere. Dermed vil gjeldsnivået øke. En økning i boligpriser avhenger av omsetning i markedet for å virke videre inn på gjeldsnivået (Jacobsen og Naug, 2004b). Jacobsen og Naug startet med å estimere effekter av boligpriser, boligmassen, antall boligomsetninger, bankenes utlånsrente etter skatt, arbeidsledighetsraten, de samlede lønnsinntektene i økonomien, antall misligholdte lån og antall studenter i alderen 20-24 år som andel av befolkningen. I tillegg inkluderte de en stokastisk trend for å fange opp effekter av endrede preferanser blant de eldre, mer etablerte husholdningene. De finner til slutt følgende modell:

$$\Delta gjeld_t = 1,00\Delta boligmasse_t - 0,29\Delta(gjeld-boligmasse)_{t-1} - 0,29\Delta RENTE_t + 0,02\Delta omsetning_{t-2} + 0,01(\Delta inntekt_t + \Delta boligpris_t) - 0,03\Delta ledighet_t - 0,07[gjeld - boligpris - boligmasse + 1,70RENT - 0,17omsetning - 0,64studentandel]_{t-1}$$

*Estimeringsperiode: 1994:1 – 2004:1*

Variablene med små bokstaver er målt på logaritmisk skala, og renten er på rateform. I likhet med boligprismodellen er dette en modell på nominell form, dette fordi modellversjonen med konstante inflasjonsforventninger føyde best. Estimeringene løper fra 1994, da variablene for mislighold er signifikante til og med 4.kvartal 1993. Dette nok blant annet sammenheng med bankkrisen på begynnelsen av 1990-tallet.

Koeffisientene får de forventede fortegnene fra teori. Boligprisene blir pålagt restriksjonen at de på lang sikt vil øke like mye som gjelden. Den lave feilkorreksjonskoeffisienten på -0,07 bekrefter dermed at boligprisene vil virke med et betydelig tidsetterslep på gjeldsveksten. Modellen tyder dessuten på at gjeldsveksten de siste årene er et resultat av en tilpasning fra en situasjon med bankkrise, høy rente og høy arbeidsledighet, til lavere rente og lav arbeidsledighet, og et mer stabilt kredittmarked.

Et av Jacobsen og Naugs mål med modellen var å finne sammenhengen mellom utviklingen i boligmarkedet og gjeldsveksten. De estimerer imidlertid gjeldsligningen alene, da de fant at gjeld ikke var signifikant i boligprismodellen. Konklusjonen var at faktorer som driver boligprisene også kan forklare etterspørsel etter kreditt og bankenes tilpasning.

## 5. Empirisk estimering av de enkeltstående modellene

### 5.1 Behandling av tidsseriedata

Ved arbeid med tidsseriedata møter en på problemstillingen med stasjonære og ikke-stasjonære variable. En variabel  $X_t$  er stasjonær når dens gjennomsnitt, varians og kovarians ikke endres over tid. Ikke-stasjonære variable er variable som ikke returnerer til noen likevektsverdi, og variansen kan gå mot uendelig når  $X_t$  går mot uendelig. Formelt kan en ikke-stasjonær variabel skrives som  $X_t = X_{t-n} + \sum_{j=0}^{n-1} \mu_{t-j}$ , altså avhenger nåværende  $X_t$  av tidligere verdier av  $X$  og alle

restledd akkumulert mellom periode  $t-n-1$  og  $t$ . Variabelen returnerer ikke til en gjennomsnittsverdi. Regresjon på ikke-stasjonære variable kan føre til at en ignorerer viktig informasjon som fanges opp av variablene, og i verste fall kan en få spuriøse resultater. Spuriøse regresjoner kan for eksempel finne signifikante sammenhenger mellom to "random-walk"-variable, sammenhenger som egentlig ikke eksisterer. En vanlig måte å unngå dette er ved å ta differens av variablene en eller flere ganger (altså vurdere endringen i variabelen). Etter differens  $d$  ganger, sier vi at variable er integrert av orden  $d$ ,  $x_t \sim I(d)$ . For  $d=0$  er nivåvariabelen stasjonær, for  $d=1$  er endringen stasjonær. Problemet med estimering på endringen i variable er at en da mister informasjon om variablene på lang sikt.

Estimering av feilkorreksjonsmodeller (på engelsk "Error Correction Model" eller bare ECM) er en metode for å kunne vurdere både endringen i variabelen og informasjon om variable på lang sikt, representert ved laggede nivåvariable. Den langsiktige sammenhengen er funnet ved at en kan spesifisere en lineær kombinasjon mellom ikke-stasjonære variable som er stasjonær, en såkalt kointegrasjonsvektor. Variable er kointegrerte hvis de har en felles, stokastisk trend, eller med andre ord at par av variable er linket ved et langsiktsforhold. Variablene kan drive vekk fra hverandre, men vil over tid måtte drive tilbake mot likevekt. Slike forhold begrunnes gjerne ved økonomisk teori, for eksempel et forhold mellom husholdningsinntekt og forbruk. I en feilkorreksjonsmodell er  $y_t$  og  $x_t$  antatt  $I(1)$ , og hvis variablene er kointegrerte oppnår vi et feilkorreksjonsledd som er  $I(0)$ . Engle og Granger (1987) viste at hvis det eksisterer et kointegrasjonsforhold, eksisterer det en feilkorreksjonsmodell og vice versa.

## 5.2 Feilkorreksjonsmodeller

En feilkorreksjonsmodell innebærer at vi tar hensyn til at endringer i den avhengige variable (kan generelt kalles  $y_t$ , og med boligprismodellen som eksempel er  $y_t$  logaritmen til boligpris) kan involvere korreksjoner fra forrige periodes avvik mellom  $y$  og likevektsverdien av  $y$  på lang sikt,  $y^*$ . Langsiktslikevekten kan defineres som en tilstand hvor det ikke er noen tendenser til endring fordi de økonomiske drivkreftene er i balanse. I tillegg har vi ”nye” endringer i forklaringsvariable ( $x_{t-1}$ ). En generell modell med laggede verdier av den avhengige variabelen (ADL-modell) kan for eksempel skrives slik:

$$(5.1) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Denne kan skrives om til feilkorreksjonsform ved å trekke fra  $y_{t-1}$  fra hver side, og så legge til og trekke fra  $\beta_1 x_{t-1}$  på høyre side av ligningen:

$$(5.2) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2) x_{t-1} + (\alpha - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Samler vi da termene kan den generelle modellen skrives slik:

$$(5.3) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - (1 - \alpha) \left\{ y - \frac{\beta_1 + \beta_2}{(1 - \alpha)} x \right\}_{t-1} + \varepsilon_t ,$$

hvor  $\left\{ y - \frac{\beta_1 + \beta_2}{(1 - \alpha)} x \right\}_{t-1}$  er feiljusteringsleddet.

Feilkorreksjonen indikerer at dersom  $y_{t-1}$  er på et høyere nivå enn angitt av

langsiktsnivået  $\left\{ \frac{\beta_1 + \beta_2}{(1 - \alpha)} x \right\}_{t-1}$ , vil vi forvente at  $y_t$  må gå ned neste periode, altså en negativ  $\Delta y_t$

for å bringe  $y_t$  tilbake mot sitt likevektsnivå. Aktørene ”fjerner”  $(1 - \alpha)$  av avviket fra likevekt i hver periode. På denne måten gjør feiljusteringsmodeller det mulig å analysere forskjeller i effekter på kort og lang sikt, samt at modellen tillater et avvik fra likevekt på kort sikt. Estimaten  $(1 - \alpha)$  gir også en pekepinn for hvor raskt aktørene justerer seg tilbake mot likevekt.

$\beta_1$  angir effekten av endringer i  $x_t$  på kort sikt, mens  $\frac{\beta_1 + \beta_2}{(1 - \alpha)}$  angir effekten på lang sikt.

Det finnes flere forskjellige metoder for estimering av feilkorreksjonsmodeller. En mye brukt metode ble foreslått av Engle og Granger (1987). Denne metoden involverer estimering av en feilkorreksjonsmodell i to steg: Først estimeres langsiktsligningen  $y^* = \delta x$ , hvor  $\delta = \frac{\beta_1 + \beta_2}{(1 - \alpha)}$ , for å identifisere  $\hat{\delta}$ . Deretter substitueres det for  $\hat{\delta}$  i (5.3) for å identifisere kortsiktskoeffisientene  $\beta_1$  og  $\alpha$ .

Det har derimot blitt vist av blant annet Wickens og Breusch (1988) at det er unødvendig å estimere ved tostegsmetoden, en oppnår derimot et mer effektivt estimat ved å estimere feilkorreksjonsmodellen i et og samme steg. Ett-stegsmetoden er overlegen for små sample ettersom vi modellerer dynamikken og langsiktslikevekten samtidig. I to-stegs metoden oppnås de ofte et estimat for  $\delta$  som ikke er forventningsrett. Jeg velger derfor å benytte 1-stegsmetoden for å estimere feilkorreksjonsmodellene i denne oppgaven. Når Jacobsen og Naug estimerer modellen

$$\Delta \text{boligpris}_t = 0,12 \Delta \text{inntekt}_t - 3,16 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_t - 1,47 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} + 0,04 \text{FORV}_t - 0,12 [\text{boligpris}_{t-1} + 4,47 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} + 0,45 \text{ledighet}_t - 1,66 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + 0,56 + 0,04S1 + 0,02S2 + 0,01S3,$$

utgjør  $[\text{boligpris}_{t-1} + 4,47 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} + 0,45 \text{ledighet}_t - 1,66 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}]$  feilkorreksjonsleddet. Koeffisientene foran forklaringsvariablene i langsiktslikevekten er da justert ved å dividere med -koeffisienten foran  $\text{boligpris}_{t-1}$  (altså  $-(\alpha - 1) = (1 - \alpha)$ ). Denne justeringen vil også bli gjort i reestimeringene.

For å få en meningsfylt feiljusteringsmodell må variablene som nevnt være kointegrerte. I en tostegsestimering er det nødvendig å spesifikt teste om nullhypotesen,  $H_0$ : Ingen kointegrasjon, kan forkastes. Ved estimering i ett steg kan en benytte seg av en alternativ metode: Det er åpenbart at for stabilitet, må  $-1 < \alpha < 1$ . En  $\alpha$  utenfor dette intervallet ville innebære at modellen ikke korrigerer mot en langtidslikevekt, men går stadig lenger vekk fra likevekt. En  $\alpha$  lik 1 ville indikert at det ikke eksisterer noen justeringsmekanisme. Så lenge koeffisienten foran feiljusteringsleddet er signifikant forskjellig fra null i en 1-stegsestimering, kan vi konkludere med at  $\alpha \neq 1$ , at det eksisterer en signifikant justeringsmekanisme og at variablene er kointegrerte. For eksempel har koeffisienten foran lagget boligpris i Jacobsen og Naug sin modell en 't-verdi' på nesten -6, noe som er en høy nok tallverdi til å indikere

forkastning (på et 5 % signifikansnivå) av en nullhypotese om at I(1) variablene ikke er kointegrerte. Tolkningen er at et 1 % avvik fra likevektsprisen i periode t-1, gir reduksjon i pris på 0,12 % i periode t, alle andre forhold like.

## 5.3 Reestimering av Jacobsen og Naugs boligprismodell

### 5.3.1 Data

#### Operasjonalisering av boligpris

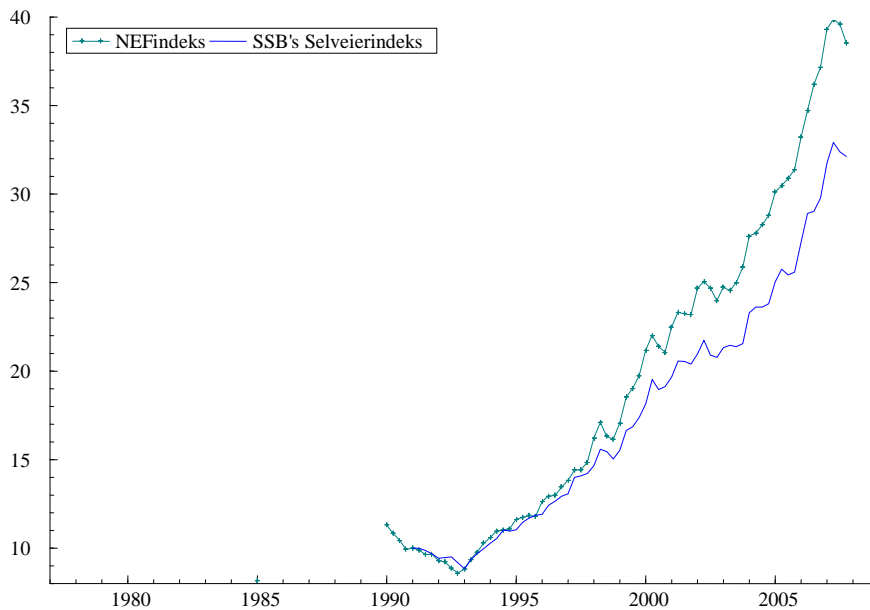
Som Norsk Eiendomsmeglerforbund (NEF<sup>3</sup>) og ECON Pöyry påpeker, er boligprisen en teoretisk størrelse som egentlig ikke eksisterer. Boligpriser vil tross alt variere etter boligens standard og størrelse, og ikke minst beliggenhet. Kvadratmeterprisen vil være høyere jo mindre leiligheten er, og andre faktorer som antall bad, planløsning og uteområde vil spille inn. Ingen bolig er helt lik, og hver bolig vil ha sin egen markedspris. Boligprisen er dermed noe som må beregnes statistisk. Eiendomsmeglerbransjen benytter en såkalt hedonisk prisstatistikk. Dette innebærer at i prisstatistikken er boligprisen korrigert for boligens beliggenhet, standard og størrelse. På denne måten unngås falsk prisoppgang, eller nedgang, som egentlig er forårsaket av forskjeller i boligene som er omsatt på et gitt tidspunkt. Korreksjonene gjøres ved hjelp av en boligprisregresjon, hvor sammenhengene mellom den avhengige variabelen, pris per kvadratmeter, og de uavhengige variablene, boligtype, størrelse, beliggenhet og salgstidspunkt beregnes. Prisregresjonen kan for eksempel skrives slik:  $P = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n + \varepsilon$ ,

der  $P$  er kvadratmeterprisen,  $a$  er konstantleddet,  $x_1, \dots, x_n$  er karakteristikkene eller

forklaringsvariablene og  $b_1, \dots, b_n$  er priskoeffisienter. Disse sammenhengene benyttes så for å korrigere kvadratmeterprisen. NEFs prisstatistikk viser prisutviklingen på solgte boliger, og data hentes inn fra Finn.no. Prisstatistikken forteller dermed ikke alt om utviklingen i markedet. Boliger som ligger ute for salg, men som enda ikke er solgt kan bli solgt til priser som ligger over eller under dagens nivå og bidra til en økning eller et fall i prisene fremover. Statistisk Sentralbyrås (SSB) prisindeks benytter i tillegg data fra NBBL og Notar AS. Når NEF beregner prisindeksen benytter de vektorer fra de omsatte boligene, mens SSB tar hensyn til verdiøkning på hele boligbestanden. Verdiene estimeres ved å multiplisere gjennomsnittlig omsetningspris med antallet boliger (SSB's nettsider<sup>4</sup>).

<sup>3</sup> [http://www.nef.no/asset/44/1/44\\_1.pdf](http://www.nef.no/asset/44/1/44_1.pdf)

<sup>4</sup> [www.ssb.no/bpi](http://www.ssb.no/bpi)

**Figur 5.1 To forskjellige boligprisindekser (1985=100)**

*Datakilde: NEF, EFF, Econ Pöyry, Finn.no og SSB*

Som en kanskje ville forvente, ligger NEF indeksen på et litt høyere nivå, da den er vektet kun mot solgte boliger. Indeksene er imidlertid sterkt korrelerte, slik at en regresjon bør gi temmelig like resultater uansett valg av indeks. Jeg velger å bruke NEF sin boligprisindeks, da dette er indeksen Jacobsen og Naug benyttet i den originale modellen. Fra 1990 til 1997 består denne boligprisindeksen av kvartalsvise data, mens fra 1997 til 2006 er det publisert månedlige data for prisene. Jeg beregner da et snitt av de månedlige indeksene for hvert kvartal.

### **Forventningsindikatoren**

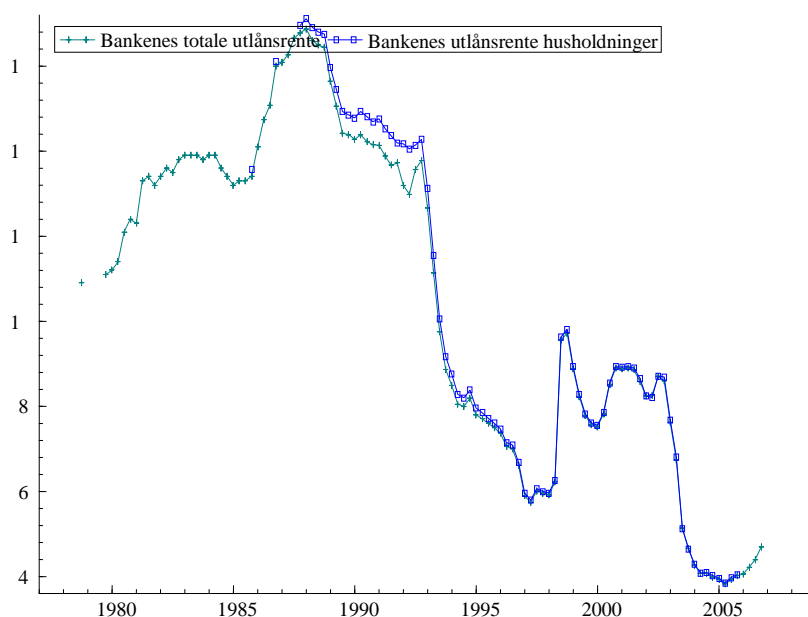
Det er god grunn til å anta at forventninger til fremtidig økonomi er relevant for boligprisene. Forventes god økonomi i fremtiden, og et fortsatt sterkt boligmarked, vil dette kunne bidra til en vekst i prisene. Jacobsen og Naug inkluderer forventningsindikatoren i sin modell for å ta hensyn til denne effekten. Forventningsindikatoren er målt ved et samarbeid mellom TNS Gallup, Sparebankforeningen i Norge og Økonomisk Rapport. Den måles hvert kvartal ved hjelp av telefonintervju med rundt 1000 representative husholdninger. Det stilles 5 spørsmål. Husholdningene bes å vurdere hvorvidt de forventer at deres egen økonomi og landets økonomi vil bli bedre eller dårligere enn året før. Deretter spørres det hvorvidt de vurderer det kommende året som en god tid for større anskaffelser. Til slutt vektet vurderingene sammen. Andelen som har en negativ vurdering av fremtidig økonomi trekkes fra andelen som har en positiv vurdering. Et negativt fortegn indikerer dermed at et flertall av husholdningene forventer en forverring av

økonomien, og omvendt.<sup>5</sup> Indikatoren er sterkt korrelert med rentenivået og arbeidsledighetsraten, og Jacobsen og Naug valgte dermed å korrigere den for effekter av rente og ledighet, som allerede er inkludert i modellen. Dette ble gjort ved først å estimere en modell for forventningsindikatoren, med rente og ledighet som forklaringsvariable. Deretter beregnes avviket mellom faktisk og anslått verdi av forventningsindikatoren. Dette avviket er da skift i forventningene som skyldes andre forhold enn endringer i nåværende rente og arbeidsledighet. Forventningsvariabelen kan fange opp effekter av ikke-fundamentale forhold, men Jacobsen og Naug mener at det ikke finnes holdepunkter for at sjokk i forventningene har bidratt til å trekke boligprisene særlig opp fra 2002-2004. Den justerte forventningsindikatoren til Jacobsen og Naug brukes direkte i estimeringene som følger.

### Rente

Rente inngår i modellen på rateform, og variabelen som benyttes er bankenes gjennomsnittlige utlånsrente. Det kunne vært mer hensiktsmessig å benytte utlånsrente til husholdninger eller en mer spesifikk boliglånsrente, men her manglet det en del observasjoner. Videre bør dette ikke ha noen stor innvirkning på estimeringen så lenge rentevariablene er sterkt korrelerte:

**Figur 5.2 Korrelasjonen mellom utlånsrentene**



*Datkilde: Norges Banks FPAS- database*

Utlånsrenten for husholdninger ligger noe høyere den første halvdel av 90-tallet, men retningen for endringen bør være temmelig lik. I tillegg mangler det en del observasjoner i målet

<sup>5</sup> [http://www.orapp.no/20071204/utvikling\\_av\\_forventningsindikatoren/](http://www.orapp.no/20071204/utvikling_av_forventningsindikatoren/)

for husholdningsrenten, slik at det vil være noe som er interpolert rente, og ikke faktisk observert husholdningsrente. Når effekten av rente vurderes må vi multiplisere med 0,72, da det er rente fratrasket en skattesats på 28 % som estimeres i modellen.

#### **De øvrige variable**

Jacobsen og Naug benyttet et mål for observert arbeidsledighet, i reestimeringen benyttes total ledighet. Inntekt måles som total lønnsinntekt i økonomien. Lønnsvariabelen antas å fange opp en del av effektene av demografiske endringer over tid. Det samme målet for husholdningenes boligmasse benyttes. Jacobsen og Naug fant høy korrelasjon mellom inntekt og boligmasse. De innførte derfor restriksjonen at inntekt og boligmasse har samme langtidseffekt, men med motsatt fortegn. Ved en rask sjekk av korrelasjon finner jeg en korrelasjon på 0,98, og jeg velger uansett å beholde denne restriksjonen, blant annet for å få et best mulig grunnlag for sammenligning av estimeringsresultatene.

Jacobsen og Naug (2004) fant ikke holdepunkt for at boligprisene for perioden 1990-2004 er overvurdert i forhold til en fundamentalverdi bestemt av rente, inntekter, ledighet og nybygging. Jeg vil først reestimere modellen for Jacobsen og Naugs estimeringsperiode, sjekke predikeringsevnen til modellen, og så sjekke om en estimering av modellen for 1990-2007 (4. kvartal 2006) gir et annet resultat.

#### **5.3.2 En reestimering over Jacobsen og Naugs estimeringssperiode**

Selv om jeg i denne oppgaven er interessert i å estimere en boligprismodell over en lengre periode, foretar jeg først en estimering på den samme sampellengden som Jacobsen og Naug brukte. Dersom jeg har foretatt de samme datatransformasjonene som J&N, og de underliggende dataene ikke er blitt revidert, skulle jeg få en eksakt identifikasjon. Dersom det har skjedd visse datarevisjoner, noe som nok må påregnes blant annet i inntekten, så vil ikke min estimerting gi eksakt det samme. Men dersom modellen er forholdsvis strukturell bør resultatene være robuste, for eksempel med hensyn til statistisk signifikans.

Jeg reestimerer modellen ved hjelp av MKM, det samme som J&N brukte, og får resultatene i Tabell 5.1:



Tabell 5.1: Reestimering over Jacobsen og Naugs estimeringsperiode

	Jacobsen og Naug		Reestimering (tilsvarende sampel)	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,12	1,94*	0,406	1,32
$\Delta \text{nettorente}_t$	-3,16	-7,04***	-2,975	-5,64***
$\Delta \text{nettorente}_{t-1}$	-1,47	-3,27***	-1,695	-3,10***
$\text{FORV}_t$	0,04	3,09***	0,039	2,49**
<i>Langsiktskoeffisienter<sup>a</sup>:</i>				
$\text{boligpris}_{t-1}$	-0,12	-5,69***	-0,114	-4,28***
$\text{nettorente}_{t-1}$	4,47	2,54**	6,131	3,71***
$\text{ledighet}_t$	0,45	3,48***	0,412	3,83***
$(\text{inntekt-boligmasse})_{t-1}$	-1,66	-8,63***	-1,798	-2,97***
$S_1$	0,04	3,35***	0,039	6,25***
$S_2$	0,02	1,80*	0,010	0,87
$S_3$	0,01	0,73	-0,018	-1,69*
Konstantledd	0,56	3,42***	0,874	3,96***
$R^2$	0,8773		0,8346	
Justert $R^2$	-		0,7604	
DW	2,57		2,47	
$F_{AR,1-4} (4,39)$	-		3,57[0,014]	
$\sigma \times 100^b$	1,40 %		1,60 %	
<i>Estimeringsperiode:</i>	1990:2 – 2004:1		1990:3 – 2004:1	

Merknader:

\*:10 % signifikans \*\*:5 % signifikans \*\*\*:1 % signifikans

a: Koeffisienter justert til sin langsiktige likevektsverdi ved å dividere med koeffisienten til lagget boligpris

b:  $\sigma \times 100$  er det prosentvise residuale standardavviket

Reestimeringen gir altså følgende modell (avrundet):

$$\Delta \text{boligpris}_t = 0,41 \Delta \text{inntekt}_t - 2,98 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_t - 1,70 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} + 0,04 \text{FORV}_t - 0,11 [\text{boligpris}_{t-1} + 6,13 (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} + 0,41 \text{ledighet}_t - 1,80 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + 0,87 + 0,04S1 + 0,01S2 - 0,02S3$$

Koeffisientene i feiljusteringsleddet er reskalert til sine likevektsverdier ved å dividere det opprinnelige resultatet med - koeffisienten til lagget boligpris,  $\text{boligpris}_{t-1}$ . Estimeringen gir en ikke-signifikant effekt av inntektsendringer, selv om inntekt teoretisk sett bør ha en effekt på boligpriser. På den annen side kan det ta tid før virkningen av endringer i inntekt går videre inn i boligmarkedet. Inntekten er signifikant på lang sikt. Både nåværende og tilbakedatert rente er signifikante. Det samme er feiljusteringsleddet. De fleste koeffisientene er absolutt gjenkjennelige. For en del av variablene er det avvik mellom Jacobsen og Naugs estimerte koeffisienter og de reestimerte koeffisienter, men dette kan som nevnt blant annet skyldes datarevisjoner som har vært i ettertid.

Koeffisienten foran feiljusteringsleddet indikerer at det vil ta  $\frac{1}{0,11} \approx 9$  kvartaler, altså over to år,

å korrigere mot likevekt. Korrigeringsmekanismen er dermed treg, men dette synes å være et rimelig funn i et boligmarked hvor de fleste kjøper bolig for boformål, og når hver bolig er et unikt objekt.

Koeffisienten foran inntekt på endringsform indikerer at ved 1 % økning i inntekt, vil boligprisene øke med tilnærmet 0,41 % på kort sikt. Denne elastisiteten er ganske høy, og en del høyere enn Jacobsen og Naugs resultat. På den annen side er denne variabelen ikke signifikant i modellen, noe som gjør at tolkning blir vanskelig. På lang sikt vil boligprisene øke med 1,80 %, altså nesten dobbelt så mye som inntektsøkningen. Dette virker høyt, og kan ha noe med den pålagte restriksjonen mellom inntekt og boligmasse å gjøre (estimerer jeg modellen uten boligmasse som forklaringsvariabel får jeg en koeffisient på 1,17). Hvis boligprisene øker mer enn de 1,80 % som følge av inntektsøkningen, vil feilkorreksjonsmekanismen sørge for avtakende boligpriser påfølgende perioder. Dersom langtidskoeffisienten foran inntekt hadde vært lik 1, ville dette indikert at på lang sikt er "Price-to-Income"-raten konstant, altså et konstant forhold mellom boligpris og inntekt. Selv om resultatet her er noe usikkert, kan den høyere koeffisienten gjenspeile at denne raten har vært økende de senere årene, og ikke konstant. Restriksjonen innebærer at vi antar en 1 % økning i boligmassen reduserer boligprisene tilsvarende, altså med ca. 1,80 % på lang sikt.

Renten inngår i modellen på rateform, og for å tolke virkningen må det beregnes elastisiteter. For eksempel er husholdningene mer følsomme for en renteendring når renten opprinnelig har vært

lav (Himmelberg et al, 2005). Dersom renten settes opp fra 2 % til 3 % tilsvarer dette en endring på  $\frac{0,03-0,02}{0,03} = 0,5$ , altså 50 %. Til sammenligning vil en økning i renten fra 5 % til 6 % tilsvare en endring på 20 %.

Jacobsen og Naug oppgir Durbin -Watson-observatoren, men denne er ikke adekvat for testing av autokorrelasjon når modellen inneholder laggede verdier av den avhengige variable. Testen vil da være skjev mot 2, og modellen kan inneholde korrelasjon selv om den består testen. I stedet bør for eksempel Breusch-Godfrey testen benyttes, en Lagrangemultiplikator- test for restleddene av r'te orden. I denne testen er nullhypotesen  $H_0$ : Ingen autokorrelasjon. Denne testen estimerer først originalmodellen, og beholder residualene. Deretter beregnes en regresjon for restleddene med de originale forklaringsvariable og de laggede residualene for lag p til r:

$$\mu_t = \sum_{i=p}^r \alpha_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad 0 \leq p \leq r$$

For kvartalsvise data er  $r = 4$  mest relevant. Testen på F-form for  $(4,39) = 3.5754 [0.0141]$

Den kritiske verdien er 2,618 for 5 % signifikansnivå.  $H_0$  forkastes når  $F_{beregnet} > F_{kritisk}$ . Det er dermed antakelig problemer med autokorrelasjon i restleddene, som ikke blir identifisert ved Durbin Watson -testen benyttet av Jacobsen og Naug. t-verdiene må dermed tolkes med forsiktighet.

### 5.3.3 Reestimering og sjekk av stabilitet for et utvidet sampel (1990:3 – 2006:4)

Dersom boligprismodellen er robust, vil koeffisientene ikke endre seg for mye når datasettet utvides. Reestimeringen gir følgende resultat:

**Tabell 5.2: Reestimering frem til 2006:4**

	<b>Jacobsen og Naug</b>		<b>Reestimering (tilsvarende sampel)</b>		<b>Reestimering (utvidet sampel)</b>	
	<b>Koeffisient</b>	<b>t-verdi</b>	<b>Koeffisient</b>	<b>t-verdi</b>	<b>Koeffisient</b>	<b>t-verdi</b>
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,12	1,94*	0,406	1,32	0,29	0,98
$\Delta \text{nettorente}_t$	-3,16	-7,04***	-2,978	-5,64***	-3,083	-5,50***
$\Delta \text{nettorente}_{t-1}$	-1,47	-3,27***	-1,695	-3,10***	-1,327	-2,40**
$\text{FORV}_t$	0,04	3,09***	0,039	2,49**	0,031	1,94*
<i>Langsiktskoeffisienter<sup>a</sup>:</i>						
$\text{boligpris}_{t-1}$	-0,12	-5,69***	-0,114	-4,28***	-0,091	-3,60***
$\text{nettorente}_{t-1}$	4,47	2,54**	6,131	3,71***	9,088	4,39***
$\text{ledighet}_t$	0,45	3,48***	0,412	3,83***	0,484	4,01***
$(\text{inntekt-boligmasse})_{t-1}$	-1,66	-8,63***	-1,798	-2,97***	-1,734	-2,22**
$S_1$	0,04	3,35***	0,039	6,25***	0,037	5,97***
$S_2$	0,02	1,80*	0,010	0,87	0,009	0,83
$S_3$	0,01	0,73	-0,018	-1,69*	-0,012	-1,19
Konstantledd	0,56	3,42***	0,874	3,96***	0,711	3,20***
$R^2$	0,8773		0,8346		0,7762	
Justert $R^2$	-		0,7604		0,7008	
DW	2,57		2,47		2,09	
$F_{AR,1-4}(4,50)$	-		3,57[0,014]		0,22[0,9261]	
$\sigma \times 100^b$	1,40 %		1,60 %		1,70 %	
<i>Estimeringsperiode:</i>	1990:2 – 2004:1		1990:3 – 2004:1		1990:3 – 2006:4	

**Merknader:**

\*:10 % signifikans \*\*:5 % signifikans \*\*\*:1 % signifikans

a: Koeffisienter justert til sin langsiktige likevektsverdi ved å dividere med koeffisienten til lagget boligpris

b:  $\sigma \times 100$  er det prosentvise residuale standardavviket

Oppsummert gir reestimeringen følgende modell:

$$\Delta \text{boligpris}_t = 0,29 \Delta \text{inntekt}_t - 3,08 \Delta (\text{RENTE } (1-\tau))_t - 1,327 \Delta (\text{RENTE } (1-\tau))_{t-1} + 0,03 \text{FORV}_t - 0,09 [\text{boligpris}_{t-1} + 9,09 (\text{RENTE } (1-\tau))_{t-1} + 0,48 \text{ledighet}_t - 1,73 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + 0,71 + 0,04S1 + 0,01S2 - 0,01S3$$

Inntektsendringer er fortsatt ikke signifikante på kort sikt. Ledighet og renteendringer er fortsatt signifikante.

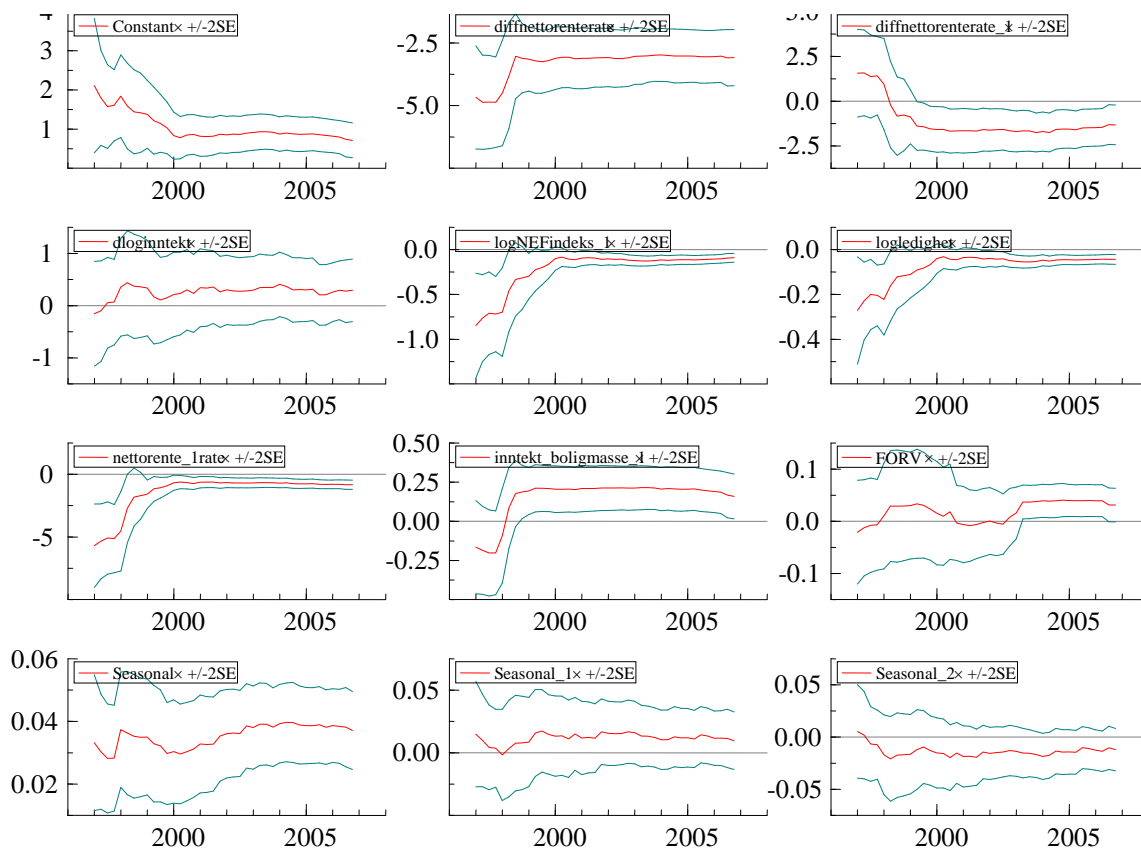
Feilkorreksjonsleddet har nå en lavere koeffisient, noe som vil si at korreksjon tar lengre tid:

$$\frac{1}{0,091} \approx 11 \text{ kvartaler, det vil si nesten tre år. De fleste variable er absolutt gjenkjennelige for}$$

hver av de tre estimeringene. Hovedforskjellen ligger i effekten av renten på lang sikt. Dette kan, som tidligere forklart, skyldes at renten har vært lavere de seneste årene. Når renten opprinnelig har vært lav, er husholdningene mer sensitive for en økning. Det også kan tyde på at over den lengre estimeringsperioden har renten blitt et viktigere instrument for justering av prisene mot likevekt, men det gjenspeiler også at justering skjer over en lengre tidsperiode. Reestimeringen for det lengre sampelet indikerer ikke lenger at boligprisene vil stige mer på kort sikt enn på lang sikt dersom renten faller – det vil si at det er mindre bevis for ”overshooting” – effekten Jacobsen og Naug beskrev. Ledighet og rente antas å være  $I(0)$  variable, slik at på lang sikt vil boligprisene øke i takt med inntektene. Som nevnt underbygget Jacobsen og Naug dette ved å estimere en versjon uten boligmasse.. Når jeg estimerer det utvidede sampelet uten boligmasse får jeg en koeffisient for lønnsinntektene på lang sikt på 1,18, og variabelen er signifikant. Altså virker det som en rimelig teori at boligprisene stiger omtrent i takt med lønnsinntektene, og det at koeffisienten er litt høyere enn 1 reflekterer at boligprisene har steget mer enn inntektene de seneste årene.

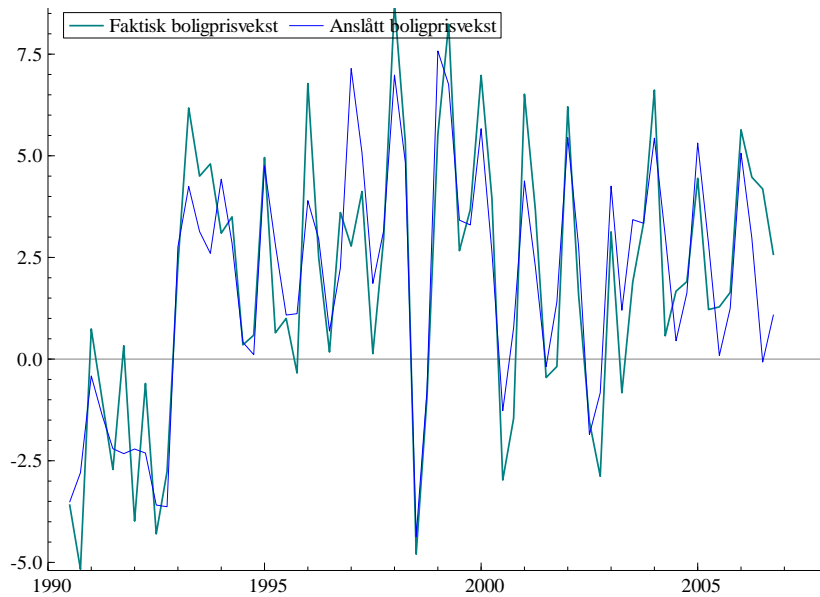
Breusch-Godfrey testen for autokorrelasjon på F-form gir  $F(4,50) = 0,22 [0,9261]$ . Den kritiske verdien for 5 % signifikans er 2,57. Her behøver vi dermed ikke forkaste  $H_0$ , og modellen inneholder ikke autokorrelasjon.

**Figur 5.3** Rekursiv estimering av modellens parametre (utvidet sampel)



Grafene i figur 5.3 viser de ulike  $\beta$ -koeffisientene, og hvor stabile de er innenfor to standardavvik. Det er naturlig at de første observasjonene har større effekt på parameterverdiene. Ved økende antall observasjoner bør en robust modell ikke gi for store endringer i parametrene når flere observasjoner legges til. Som figur 5.3 viser, er de fleste parametrene stabile, bortsett fra sesongvariablene, som svinger noe. Dette er ikke så viktig, da de ikke gir en klar tolkning i en økonomisk modell. Videre er de fleste variablene signifikante for hele estimeringsperioden, med unntak av endringer i lønnsinntekt (dloginntekt) og forventningsindikatoren (FORV).

Som figur 5.4 nedenfor viser, ser Jacobsen og Naug sin økonometriske modell ut til å kunne forklare det meste av boligprisvariasjonen ved hjelp av fundamentale faktorer:

**Figur 5.4 Faktiske og anslåtte boligprisendringer i % per kvartal**

På den annen side kan det være slik at datasettet som er testet ikke er et optimalt datasett, da det ikke har vært noen ”krakk” de senere år. En modell med laggede verdier av den avhengige variable vil dermed ofte kunne føye godt. Det er likevel et godt tegn at modellen holder seg såpass godt på data som ikke er brukt av Jacobsen og Naug i deres spesifikasjonssøk. Dette tyder på at modellen ikke er et resultat av datamining /overtilpassing, som ville indikert at modellen er for tilpasset det bestemte utvalget av data som ble benyttet for å spesifisere modellen. Jeg vil dermed bruke denne modellen i estimering av systemet senere i oppgaven. Jeg vil først spesifisere en forenklet modell for husholdningsgjeld.

## 5.4 En forenklet modell for husholdningsgjeld

Jacobsen og Naugs (2004b) modell for gjeld presentert tidligere i oppgaven er temmelig stor og omfattende. Jeg velger derfor å utvikle en enklere feiljusteringsmodell for husholdningsgjeld. Jeg vil deretter i neste kapittel teste om denne enklere modellen estimert simultant med boligprismodellen kan gi litt mer innsikt i hvordan de to variable påvirker hverandre på kort og lang sikt.

### 5.4.1 Data

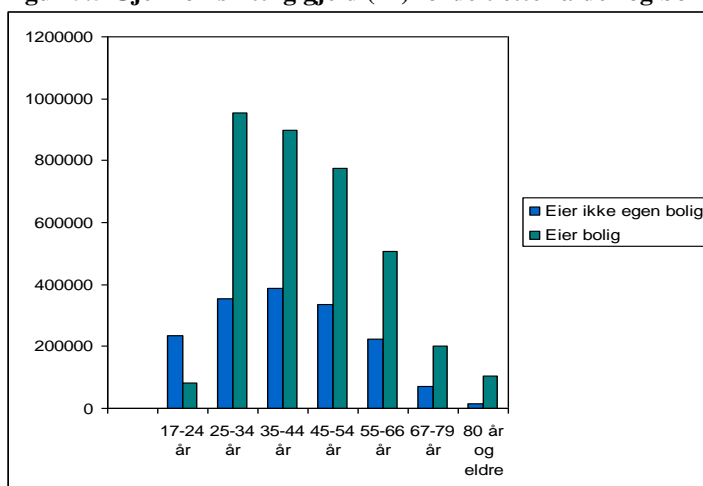
#### Gjeld

Gjeld måles ved logaritmen til K2, i likhet med målet benyttet i Jacobsen og Naugs (2004b) modell. K2 er et mål for husholdningenes innenlandske bruttogjeld, og består av utlån fra innenlandske banker, kredittforetak, finansieringsselskaper, statlige låneinstitusjoner, livs- og skadeforsikringsselskaper, private og kommunale pensjonskasser og pensjonsfond, Statens Pensjonskasse og Norges Bank. I teorien kunne det virke som det er mest hensiktsmessig å benytte et mål for boligrelatert gjeld, men en kredittkanal ville også være relatert til økning i øvrig kreditt ved mulighet til å stille sikkerhet.

#### Demografi

Her vil jeg teste logaritmen av studentandelen av den totale befolkningen, som i Jacobsen og Naug sin modell. Jeg tester også andelen av befolkningen som er mellom 20-29 år, eller ca. ”etableringsalder”. Figur 5.5 bekrefter at den demografiske sammensetningen av befolkningen vil ha betydning for gjeldsveksten.

**Figur 5.5 Gjennomsnittlig gjeld (kr) fordelt etter alder og boligstatus i 2006**



*Datakilde: Statistisk Sentralbyrå*

Særlig vil vi observere en økning i gjelden dersom andelen av befolkningen mellom 25-34 år øker, eller en nedgang i gjelden ved en aldrende befolkning.



### Øvrige variable

Data for boligprisene, lønnsinntekter, rente og arbeidsledighet er de samme som i reestimeringen av boligprismodellen. Jeg har i tillegg med en variabel som består av antall boligomsetninger.

#### 5.4.2 Estimering av en forenklet modell for husholdningsgjeld

Jeg begynner med en balansert modell, hvor de samme variable inngår på kort sikt (endringsform) og lang sikt (laggede variable). Jeg tar med 4 lag for hver variabel. Jeg fjerner så ikke-signifikante variable, den minst signifikante først, for å komme frem til en 1-steps feiljusteringsmodell. Jacobsen og Naug (2004b) fant i sine estimeringer at trend i variablene fanges tilstrekkelig opp av konstantleddet i modellen. Jeg finner det samme, og inkluderer dermed kun konstantleddet. De fant ikke signifikante effekter av endrede preferanser utover det som beskrives av de øvrige variable i modellen. Skattefradraget for renter betalt på gjeld kan ses bort i fra, da det er konstant over estimeringsperioden.

Når jeg estimerer en gjeldslikning med endring i ledighet, nettorente etter skatt, boligomsetning, studentandelen i befolkningen og endring i inntekt, får jeg at rente har signifikant effekt, både i form av endring og på lang sikt. Rente har som forventet en negativ effekt på låneetterspørsel, ettersom det reflekterer kostnaden ved å låne. Jeg får også signifikant effekt av lønnsinntekter på lang sikt. Jacobsen og Naug (2004b) inkluderte en rolle for boligmassen i sin gjeldsvekstmodell. Dette fordi gitt et visst boligprisnivå, vil en økning i boligmassen øke husholdningsgjelden. Økningen i boligmassen reflekterer for eksempel nybygging og dermed økning i antall eide boliger. For å unngå eventuelle komplikasjoner med endogenitet mellom boligmasse og boligpriser (økte boligpriser vil over tid gi økt boligmasse) ved systemestimering, utelater jeg boligmasse fra min forenklete modell. Boligmassen inngår uansett indirekte i systemet ved at boligprisene da inngår som en endogen variabel. Jeg forsøkte i stedet å benytte data for endringen i antall husholdninger, som ikke fikk signifikant effekt. Antakelig kan antall omsetninger og totale lønnsinntekter på lang sikt fange opp mye av effekten av demografiske endringer over en såpass kort estimeringsperiode.

Jacobsen og Naug (2004b) sin modell inkluderte restriksjonen at boligpriser og gjeld på lang sikt vil øke like mye. Gerlach og Peng (2005) finner også støtte for dette empirisk. Dette kan virke rimelig, da vi neppe på lang sikt vil se husholdningsgjelden øke betydelig mer enn boligprisene. Jeg estimerte først en modell uten denne restriksjonen, og fikk en koeffisient for boligpris på

1,12. Denne restriksjonen ser dermed også ut til å kunne støttes av mitt datasett. Min rapporterte modell har dermed denne restriksjonen.

**Tabell 5.3 Estimeringsresultater forenklet gjeldsmodell**

**Forenklet gjeldsmodell**

	Koeffisient	t-verdi
$\Delta_4 \text{inntekt}_t$	-0,07	-2,51**
$\Delta \text{nettorente}_t$	-0,005	-3,37***
$\Delta \text{ledighet}_t$	-0,04	-5,03***
$\Delta \text{boligpris}_t$	-0,02	-1,30
<i>Langsiktskoeffisienter<sup>a</sup>:</i>		
$(\text{gjeld}_{t-1} - \text{boligpris}_{t-1})$	-0,05	-5,69***
$\text{nettorente}_{t-1}$	2,33	2,05**
$\text{omsetning}_t$	-0,24	-3,28**
$\text{inntekt}_{t-1}$	-0,22	-2,90**
Konstantledd	0,37	3,42***
$R^2$	0,871	
Justert $R^2$	0,64	
DW	2,42	
$F_{AR,1-4} (4,34)$	0,61 [0,6606]	
$\sigma \times 100^b$	0,29 %	
<i>Estimeringsperiode:</i>	1995:2 – 2006:4	

**Merknader:**

\* :10 % signifikans \*\* :5 % signifikans \*\*\* :1 % signifikans

a: Koeffisienter justert til sin langsiktige likevektsverdi ved å dividere med koeffisienten til lagget (gjeld-boligpris)

b:  $\sigma \times 100$  er det prosentvise residuale standardavviket

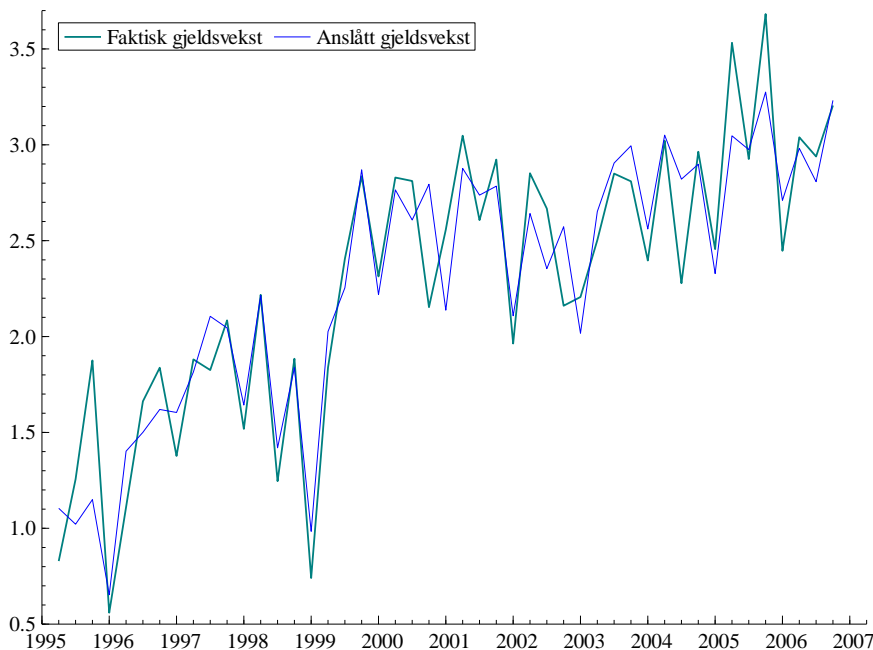
Oppsummert gir dette følgende enkeltstående modell for husholdningsgjeld

$$\Delta \text{gjeld}_t = 0,37 - 0,005 \Delta (\text{RENTE}(1 - \tau))_t - 0,04 \Delta \text{ledighet}_t - 0,07 \Delta_4 \text{inntekt}_t - 0,02 \Delta \text{boligpris}_t - 0,05 [\text{gjeld} - \text{boligpris} + 2,33 (\text{RENTE}(1 - \tau)) - 0,24 \text{omsetning} - 0,22 \text{inntekt}]_{t-1}$$

Modellen består tester for autokorrelasjon. Jeg finner at for å få stabile resultater, må estimeringsperioden løpe fra 1995. Dette kan være fordi før 1995 var det noen perioder med til dels ekstra store variasjoner i gjeldsnivået, blant annet i sammenheng med den såkalte nordiske bankkrisen. Jacobsen og Naug (2004b) fant også at de må estimere fra 1994 for å ta hensyn til strukturelle endringer i finansmarkedene, før 1994 var andelen misligholdte lån signifikant.

Føyningen blir som følger:

**Figur 5.6: Faktisk og anslått kvartalsvis gjeldsvekst (%)**



Med tanke på at gjeld er en variabel som er vanskelig å modellere er føyningen ganske god. Også her er koeffisienten til feilkorreksjonsleddet såpass signifikant, at en kan gå ut fra at det er en tilstrekkelig indikasjon til å kunne forkaste (på et 5 % signifikansnivå) en nullhypotese om at  $I(1)$  variablene ikke er kointegrerte. Feilkorreksjon virker meget tregt, justering til likevekt tar  $\frac{1}{0,05} = 20$  kvartaler, altså 5 år. Dette er for så vidt naturlig. Selv om det for eksempel er optimalt

å ha lavere gjeld når renten øker, tar det tid for husholdningene å justere sin tilpasning. Videre, som tidligere forklart, vil gjelden lenge være på et høyere nivå ved økende boligpriser på grunn av det at til enhver tid kun er en liten del av boligmassen som omsettes.

Sammenlignet med Jacobsen og Naugs modell for husholdningsgjeld finner jeg en mye mindre effekt av renteendringer på kort sikt. Videre er effekten av årlig endring i inntekt og endring i boligpris liten og med "feil" (negativt) fortegn. Basert på permanentinntekthypotesen kan en

negativ sammenheng mellom inntekt og gjeld skyldes at inntektsøkningen ses som midlertidig. Husholdningene vil dermed velge å spare for å konsumere noe av den økte inntekten i senere perioder. På samme måte vil en midlertidig lavere inntekt føre til at husholdningene ønsker å låne for å jevne ut konsum. Jacobsen og Naug utelot lønnsinntektene i feilkorreksjonsleddet. Jeg velger derimot å inkludere lønnsinntekter i feilkorreksjonsleddet, da jeg ser for meg at lønnsinntekter og gjeld må ha en viss kointegrasjon på sikt. For eksempel vil bankene neppe ønske å låne ut ubegrenset i forhold til lønnsinntektene i økonomien. Jeg får en signifikant, og som forventet, positiv sammenheng. Når jeg inkluderer lønnsinntekter i feilkorreksjonsleddet, får jeg ikke signifikant effekt av andelen studenter av den totale befolkningen. Det samme kan nok være årsaken her, som Jacobsen og Naug nevnte for sin boligprismodell, nemlig at endringer i total lønnsinntekt i ganske stor grad kan fange opp demografiske endringer i befolkningen. Jeg finner at korrelasjonen mellom lønnsinntekter og studentandelen på logaritmisk form er 0,87, slik at dette kan nok være tilfelle. Jeg utelater dermed studentandelen.

Effekten av inntekt på utlån tas også med indirekte via endrede boligpriser. Økt inntekt (hvor boligprismodellen antar at boligprisene på lang sikt bør vokse i takt med lønnsinntektene) eller forventning om økt inntekt vil gjerne slå ut i økte boligpriser, særlig på lang sikt. På den annen side får endring i boligpris,  $\Delta$ boligpris, også negativt fortegn.  $\Delta$ boligpris forventes å ha et positivt fortegn, en økning i boligpris bør øke gjelden. Det negative fortegnet strider også imot teorien om en finansiell akselerator. Variabelen er imidlertid ikke signifikant, og har liten betydning på kort sikt. Boligpris kommer uansett inn som forklaringsvariabel i feiljusteringsleddet, med positiv sammenheng. Ledighet, feilkorreksjonskoeffisienten og rente og omsetning på lang sikt har derimot ganske like koeffisienter som Jacobsen og Naug (2004b) rapporterte, og de har de forventede fortegn.

Selv om gjeld ikke var signifikant i modellen for boligpriser, kan dette endre seg dersom vi velger å estimere boligpris og gjeld sammen som et system. Dette fordi modellene kan ha problemer med endogenitet. Boligpriser påvirker gjeld, og gjeld kan påvirke boligpriser ved at prisnivået kan måtte justere seg i forhold til nivået av tilgjengelig finansiering. Videre inngår boligpris i gjeldsmodellen, og da er det uansett interessant å se på de to likningene som et system. Dette blant annet for å kunne se på hvordan endringer i boligmarkedet påvirker gjeld, altså identifisere de dynamiske multiplikatorene som utløses av et sjokk i boligmarkedet. En systemestimering kan være til hjelp i å avdekke om vi kan finne en slik kredittkanal i Norge.

## 6. Det dynamiske forholdet mellom boligpriser og husholdningsgjeld

I følge Bernanke og Gertler (1999) er kredittkanalen den viktigste forbindelsen mellom kapitalpriser og realøkonomien. Som tidligere forklart, indikerer kredittkanalen at økte boligpriser sammen med ikke-perfekte kapitalmarkeder gir økt mulighet for husholdninger å låne med sikkerhet i boligen. En økning i tilgjengelig kreditt kan gi husholdningen mulighet for økt konsum. Dette kalles en finansiell akselerator, hvor antakelsen er at sjokk i husholdningenes finansielle verdier har en prosyklisk effekt på deres kredittmuligheter og dermed konsum (se forøvrig Figur 2.6). Som Bernanke (2007) påpeker er det stor usikkerhet knyttet til hvor stor den aggregerte effekten av den finansielle akseleratoren er på makroøkonomien. Kredittbegrensede husholdninger og husholdninger med høye lån kan antas å være meget sensitive for bevegelser i kapitalprisene, samtidig som vi har husholdninger som i mindre grad er avhengig av tilgang på kreditt, slik som husholdninger med i stor grad nedbetalt boliggjeld.

Banklån er den viktigste kilden for boligfinansiering. Det er derfor ikke overraskende at det er funnet betydelige empiriske sammenhenger mellom boligpriser og husholdningsgjeld. Teoretisk sett kan årsakssammenhengen gå i begge retninger. Boligpriser påvirker utlån via tidligere nevnte formueseffekter; økte boligpriser gjør at husholdninger som eier bolig føler seg rikere, og ønsker å låne mer for å jevne ut konsum. Samtidig gir økte boligpriser økte muligheter for låneopptak med pant i boligen. Økningen i tilgjengelig kreditt kan også benyttes til økt boligkonsum. At utlånene er sikret med pant i bolig innebærer at kredittbeskrankningen er endogen. Både statiske og dynamiske multiplikatoreffekter kan spille inn, og ha betydelige effekter på boligprisene (Borgersen og Greibrokk, 2005). Denne gjensidige årsakssammenhengen mellom boligpriser og gjeld er lite testet empirisk. De fleste studier tar for seg enten boligpriser eller gjeld. For eksempel finner Goodhart (1995) at boligpriser har signifikant effekt på gjeldsvekst i Storbritannia, men ikke i USA. Collyns og Senhadji (2001) finner at bankenes utlån bidro til boligprisboblen i Asia i forkant av krisen i 1997. Jacobsen og Naug (2004,2004b) estimerte boligpriser og gjeld hver for seg. Disse studiene kan ha simultanitetsproblemer på grunn av muligheten for gjensidig påvirkning mellom de to variablene (Hofmann, 2003). Jeg vil i dette kapittelet estimere de to selvstendige modellene for boligpriser

og husholdningsgjeld som et system, men først vil jeg nevne noen tidligere funn fra lignende undersøkelser.

## 6.1 Tidligere studier

Hofmann (2003) estimerer det dynamiske forholdet mellom gjeld og boligpriser for 20 land fra 1985 frem til 2002. Han gjør dette ved hjelp av feilkorreksjonsmodeller for henholdsvis boligpriser og gjeld. I forrige kapittel estimerte jeg en feilkorreksjonsmodell for det norske boligmarkedet. Her var gjeldsvariabelen utelatt da forfatterne av modellen fant at den ikke var signifikant. Dersom Hofmann har rett vil dette altså kunne skyldes simultanitetsproblemer i modellen. Hofmanns resultater indikerte at på kort sikt ser det ut til at påvirkning kan gå i begge retninger. Årsakssammenhengen på lang sikt gikk først og fremst fra boligpriser til lån, og ikke omvendt. Dette funnet indikerer at boligprisfluktuasjoner, drevet av fundamentale faktorer og forventninger, driver gjeldsfluktuasjoner, heller enn at gjeldsveksten er overdreven på grunn av finansiell liberalisering eller for ekspansiv pengepolitikk.

Borgersen og Greibokk (2005) analyserer hvordan boligprisen påvirkes av at lån til kjøp av bolig sikres med pant i boligen selv, og at kredittrasjoneringen i boligmarkedet er endogen. De finner at midlertidige endringer kredittrasjonerte husholdningers inntekt kan ha varige effekter både i boligmarkedet og kredittrasjonerte husholdningers gjeldsbelastning. Iacoviello og Minetti (2008) finner ved VAR- estimeringer beviser for en kredittkanal i Finland og Storbritannia, men veldig svake beviser for Norge.

Gerlach og Peng (2005) tar for seg forholdet mellom banklån og boligpriser i Hong Kong. Denne undersøkelsen tar for seg det samme som Hofmanns undersøkelse, et forsøk på å bestemme kausalitetsretningen mellom boligpriser og gjeld, men med fokus på Hong Kong. De forklarer hvordan data for Hong Kong er et godt datasett for estimering, grunnet flere tydelige opp- og nedgangstider i boligmarkedet i forhold til de fleste andre land. De estimerer imidlertid ikke de to modellene i et system, men benytter en Hausmann-test for eksogenitet for boligprisene i ligningen for gjeld, og finner at de ikke kan forkaste hypotesen om at OLS- estimatorene er konsistente. De konkluderer dermed med at boligprisene spiller en strukturell rolle i å drive gjeldsveksten. De finner også at  $\Delta gjeld$  ikke er signifikant i ligningen for boligprisvekst når de erstatter gjeld med et instrument. Dette indikerer at en eventuelt signifikant OLS variabel er signifikant på grunn av reversert kausalitet, og de fjerner gjeld fra boligprisligningen. Videre

finner de at kredittvekstens sensitivitet for boligprisendringer har gått ned etter at bankene strammet inn på sin kredittpraksis på 1990-tallet. Dermed ser det ut til at svingninger i boligprisene ikke har blitt drevet av overdreven utlånsvekst, men at det heller er stigende boligpriser som har økt etterspørselen etter lån.

Goodhart og Hofmann (2007) estimerer en kointegrasjons- VAR for hva som bestemmer kreditt til privat sektor i 16 industrialiserte land fra 1980 til 1998. De finner at boligpriser må medregnes i VAR -systemet for å definere en signifikant langsiktssammenheng. De inkluderer variablene realnasjonalproduktet, realboligpriser og realrente. Deres simuleringer indikerer at boligprissjokk har mer signifikant effekt på kreditt enn nasjonalprodukt og rente. De konkluderer med at bevegelser i boligmarkedet gir opphav til kredittsykler, og at det dermed er viktig for pengepolitikerne å overvåke disse markedene. Videre viser Borio og Lowe (2002) at et mål for avvik fra likevekt for kapitalprisene og et kredittgap er en god indikator for graden av finansiell stress i industrialiserte land.

## 6.2 Estimering av boligpriser og gjeld som et system

I de foregående kapitlene har jeg reestimert en eksisterende boligprismodell, og utviklet en ny modell for husholdningsgjeld. For få en enklere modell, beholdes koeffisientene i feilkorreksjonsleddene tidligere estimert, og feilkorreksjonene inngår som laggede identiteter. Ledighet settes inn uten restriksjoner for å unngå å miste en observasjon, da den inngår for periode  $t$ , i motsetning til de andre variable som inngår for periode  $t-1$ .

Følgende system skal estimeres:

$$(6.1) \Delta \text{boligpris}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{inntekt}_t + \beta_2 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_t + \beta_3 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} + \beta_4 \text{FORV}_t + \beta_5 \Delta \text{gjeld}_t + \beta_6 \text{ledighet}_t - \alpha_{BP} [ \text{boligpris}_{t-1} + 9,09 (\text{RENTE} (1 - \tau))_{t-1} - 1,73 (\text{inntekt} - \text{boligmasse}) ]_{t-1} + S1 + S2 + S3$$

$$(6.2) \Delta \text{gjeld}_t = \gamma_0 + \gamma_2 \Delta (\text{RENTE} (1 - \tau))_t + \gamma_3 \Delta \text{ledighet}_t + \gamma_4 \Delta \text{inntekt}_t + \gamma_5 \Delta \text{boligpris}_t - \alpha_G [\text{gjeld} - \text{boligpris} + 2,33 (\text{RENTE} (1 - \tau)) - 0,24 \text{omsetning} - 0,22 \text{inntekt}]_{t-1} + S1 + S2 + S3$$

$\alpha_{BP}$  og  $\alpha_G$  er feilkorreksjonskoeffisientene for henholdsvis logaritmen til boligprisene og gjeld. Sesongvariablene og konstantene estimeres uten restriksjoner, og blir dermed inkludert i begge ligninger.

En endring i forhold til den opprinnelige boligprismodellen er at jeg legger til variabelen  $\Delta gjeld_t$  i ligning (6.1). Jeg velger så å pålegge restriksjonen at koeffisientene for vekst i inntekt og vekst i gjeld skal summere til 1, altså at boligprisveksten ikke kan overstige finansieringen. Estimering uten denne restriksjonen ved 2SLS gir resultatet at koeffisientene summerer til 0,94, så denne restriksjonen ser ut til å støttes av data. Samtidig beholdes restriksjonen i den opprinnelige boligprismodellen, at inntekt og boligmasse har lik koeffisient på lang sikt, men med motsatt fortegn. Jeg beholder også restriksjonen i feilkorreksjonsleddet for gjeld, at gjeld og boligpriser endres like mye på lang sikt.

Det er mulig at gjeld ikke vil være signifikant for boligpriser på lang sikt, som Borgerson og Greibrokk (2005) forklarer i sin modell for endogen kredittrasjonering. I langtidslikevekten vil gjeldsbelastning ikke vise noen effekt på boligprisene ettersom bankene ikke er villige til å låne ut mer enn låntakerne kan stille sikkerhet for. Husholdningenes gjeld vil dermed være lik nåverdien av boligformuen i steady-state, som igjen er lik markedsverdien på bankenes utlånsportefølje. Jeg forsøker derfor å estimere (6.1) med det tidligere estimerte feilkorreksjonsleddet (uten  $gjeld_{t-1}$ ), og systemdiagnosen vil vise hvorvidt restriksjonen må forkastes.

Jeg tester så systemet ved CFIML, estimering ved "Full Information Maximum Likelihood" som tillater simultan systemestimering med restriksjoner.

Systemet blir som følger:

$$(6.1') \Delta boligpris_t = 0,83 + 0,51\Delta inntekt_t - 2,88\Delta (RENTE (1-\tau))_t - 1,18\Delta (RENTE (1-\tau))_{t-1} + 0,02FORV_t + 0,49\Delta gjeld_t - 0,11[ boligpris_{t-1} + 0,55ledighet_t + 9,09 (RENTE (1-\tau))_{t-1} - 1,73 (inntekt - boligmasse)_{t-1} ] + S1 + S2 + S3$$

$$(6.2') \Delta gjeld_t = 0,39 - 0,64\Delta (RENTE(1-\tau))_t - 0,03\Delta ledighet_t - 0,06\Delta boligpris_t - 0,06[gjeld - boligpris + 2,43 (RENTE(1-\tau)) - 0,24omsetning - 0,22inntekt]_{t-1} + S1 + S2 + S3$$

Ved estimering av systemet får jeg fortsatt negativt fortegn for endring i årsinntekt i gjeldslikningen, og den er ikke signifikant, variabelen er av denne årsaken utelatt.

Resultatene rapporteres i tabell 6.1:



Tabell 6.1 Systemestimering versjon I

	Boligprislingning		Gjeldslingning	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,51	1,32		
$\Delta \text{gjeld}_t$	0,49			
$\Delta \text{boligpris}_t$			-0,06	-1,53
$\Delta \text{nettorente}_t$	-2,86	-4,19***	-0,64	-4,32***
$\Delta \text{nettorente}_{t-1}$	-1,18	-1,86*		
$\text{FORV}_t$	0,024	1,58		
$\text{ledighet}_t^a$	-0,55	-4,68***		
$\Delta \text{ledighet}_t$			-0,03	-2,59**
$\text{ECMbol}_1^b$	-0,107	-3,42***		
$\text{ECMgjeld}_1^c$			-0,058	-13,3***
$S_1$	0,047	5,33***	-0,0004	-0,18
$S_2$	0,004	0,27	0,002	1,09
$S_3$	-0,012	-1,03	-0,0005	-0,34
Konstantledd	0,83	3,73***	0,39	14,2***
$F_{AR,1-4}(4,28)$	1,66[0,1864]		2,88[0,0410]	
$\sigma \times 100^d$	1,68 %		0,32 %	

**Systemdiagnose:**

$F_{AR,1-4}: F(16,58)=0,45[0,9598]$

$\chi^2(12)$  restriksjoner: 22,22 [0,0351]

Estimeringsperiode: 1995:2-2006:4

**Merknader:**

\*:10 % signifikans \*\*:5 % signifikans \*\*\*:1 % signifikans

a: Koeffisienten er justert til sin langsiktige likevektsverdi ved å dividere med koeffisienten til  $\text{ECMbol}_1$

b:  $\text{ECMbol}_1 = [\text{boligpris} + 9,09 (\text{RENTE} (1 - \tau)) - 1,73 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})]_{t-1}$

c:  $\text{ECMgjeld}_1 = [\text{gjeld} - \text{boligpris} + 2,43 (\text{RENTE}(1 - \tau)) - 0,24 \text{omsetning} - 0,22 \text{inntekt}]_{t-1}$

d:  $\sigma \times 100$  er det prosentvise residuale standardavviket

Ligningene i systemet er overidentifisert, og dette innebærer at systemet på redusert form blir pålagt restriksjoner. Likelihood -Ratio (LR)-testen for overidentifiserte restriksjoner tester hvorvidt systemet oppfyller  $H_0$ : Gyldige restriksjoner (Hendry og Nielsen, 2007).  $\chi^2(12)$  -statistikken er her 22,22 [0,0351], slik at hypotesen om gyldige overidentifiserende restriksjoner må forkastes for et 5 % signifikansnivå, men kan beholdes for 1 % signifikansnivå. Testresultatet er marginalt, men testen er erfaringsmessig forholdsvis streng, slik at jeg anser dette som et tegn på at systemets restriksjoner kan anses som gyldige.

Begge feilkorreksjonsledd er signifikante. Særlig ”t-verdien” for ECMgjeld er såpass signifikant at det kan regnes som bevis for kointegrasjon. Endring i boligpris har fortsatt et negativt fortegn i gjeldsligningen, variabelen er dog langt fra signifikant. Jeg rapporterer den likevel i versjon I for den ekstra interesse kan ha i egenskap av å være en endogen variabel. Det er også mulig jeg får dette resultatet ettersom gjeldsveksten har såpass betydelig etterslep i forhold til boligprisveksten. Dette har som tidligere forklart med den relativt lave omsetningen i boligmarkedet i forhold til total boligmasse å gjøre. En boligprisøkning gjør at vi vil lenge se at boliger omsettes til mer enn sist de ble omsatt, og finansieringsbehovet vil være høyere. I mellomtiden kan imidlertid boligprisveksten ha dempet seg noe, mens gjeldsveksten fortsatt vil være høy. Dette kan også ses i Figur 4.2 i kapittel 4. Det kan imidlertid også indikere at vi ikke har beviser for en kredittkanal i Norge. Høyere boligpriser i dag, slår ikke signifikant ut på høyere låneopptak grunnet muligheten for å låne mer med sikkerhet i boligen. Vi kan også observere at gjeld ikke endrer seg så mye på kort sikt, dersom husholdningene i stor grad substituerer usikret gjeld mot sikret gjeld til en lavere rente, fremfor å ta opp mer lån. Hvis jeg estimerer systemet med lagget boligprisvekst i gjeldsligningen, får jeg riktig fortegn for  $\Delta \text{boligpris}_{t-1}$ , men både koeffisienten og ”t-verdien” er nær null.

For å unngå misledende simuleringer vil jeg derfor uansett estimere en versjon uten endring i boligpris på kort sikt, før dynamiske multiplikatorer beregnes. Disse resultatene rapporteres i tabell 6.2.

Tabell 6.2 Systemestimering versjon II

	Boligprisligning		Gjeldsligning	
	Koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,56	1,10		
$\Delta \text{gjeld}_t$	0,44			
$\Delta \text{nettorente}_t$	-2,83	-4,10***	-0,49	-4,47***
$\Delta \text{nettorente}_{t-1}$	-1,40	-2,09*		
$\text{FORV}_t$	0,027	1,71*		
$\text{ledighet}_t^a$	-0,56	-4,54***		
$\Delta \text{ledighet}_t$			-0,02	-2,08**
$\text{ECMbol}_1^b$	-0,105	-3,34***		
$\text{ECMgjeld}_1^c$			-0,056	-14,1***
$S_1$	0,046	5,16***	-0,004	-2,46**
$S_2$	0,002	0,096	0,001	0,91
$S_3$	-0,013	-1,16	-0,0005	-0,36
Konstantledd	0,81	3,68***	0,37	15,2***
$F_{AR,1-4}(4,28)$	1,65[0,1894]		3,47[0,0201]	
$\sigma \times 100^d$	1,65 %		0,29 %	

**Systemdiagnose:**

$F_{AR,1-4} : F(16,58)=0,26[0,9980]$

$\chi^2(13)$  restriksjoner : 22,33 [0,0504]

Estimeringsperiode: 1995:2-2006:4

**Merknader:**

\*:10 % signifikans \*\*:5 % signifikans \*\*\*:1 % signifikans

a: Koeffisienten er justert til sin langsiktige likevektsverdi ved å dividere med koeffisienten til  $\text{ECMbol}_1$

b:  $\text{ECMbol}_1 = [\text{boligpris} + 9,09 (\text{RENTE} (1 - \tau)) - 1,73 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})]_{t-1}$

c:  $\text{ECMgjeld}_1 = [\text{gjeld} - \text{boligpris} + 2,43 (\text{RENTE}(1 - \tau)) - 0,24 \text{omsetning} - 0,22 \text{inntekt}]_{t-1}$

d:  $\sigma \times 100$  er det prosentvise residuale standardavviket

Systemet på strukturell form blir:

$$(6.1'') \Delta \text{boligpris}_t = 0,81 + 0,55\Delta \text{inntekt}_t - 2,83\Delta (\text{RENTE} (1-\tau))_t - 1,40\Delta (\text{RENTE} (1-\tau))_{t-1} + 0,03\text{FORV}_t + 0,44\Delta \text{gjeld}_t - 0,11[\text{boligpris}_{t-1} + 0,56\text{ledighet}_t + 9,09 (\text{RENTE} (1-\tau))_{t-1} - 1,73 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1}] + S1 + S2 + S3$$

$$(6.2'') \Delta \text{gjeld}_t = 0,37 - 0,49\Delta (\text{RENTE}(1-\tau))_t - 0,02\Delta \text{ledighet}_t - 0,06[\text{gjeld} - \text{boligpris} + 2,43 (\text{RENTE}(1-\tau)) - 0,24\text{omsetning} - 0,22\text{inntekt}]_{t-1} + S1 + S2 + S3$$

Systemdiagnosen viser at versjonen uten endring i boligprisene som forklaringsvariabel for  $\Delta \text{gjeld}$  gir mindre residuale standardavvik for hver ligning. Det er imidlertid mer som tyder på at det er autokorrelasjon i gjeldsligningen, selv om nullhypotesen om fravær av autokorrelasjon kan beholdes for et 1 % signifikansnivå.

Testen for gyldigheten av restriksjonene gjør det bedre enn versjonen med endring i boligpris, hypotesen om gyldige restriksjoner kan ikke lenger forkastes for et 5 % signifikansnivå. Dette bekrefter for så vidt teorien om at endringen i boligpriser ikke påvirker gjeldsveksten på kort sikt. Effekten av boligprisene på gjeld fanges da opp ved signifikante effekter som slår til allerede i periode  $t+1$  via feilkorreksjonsleddet.

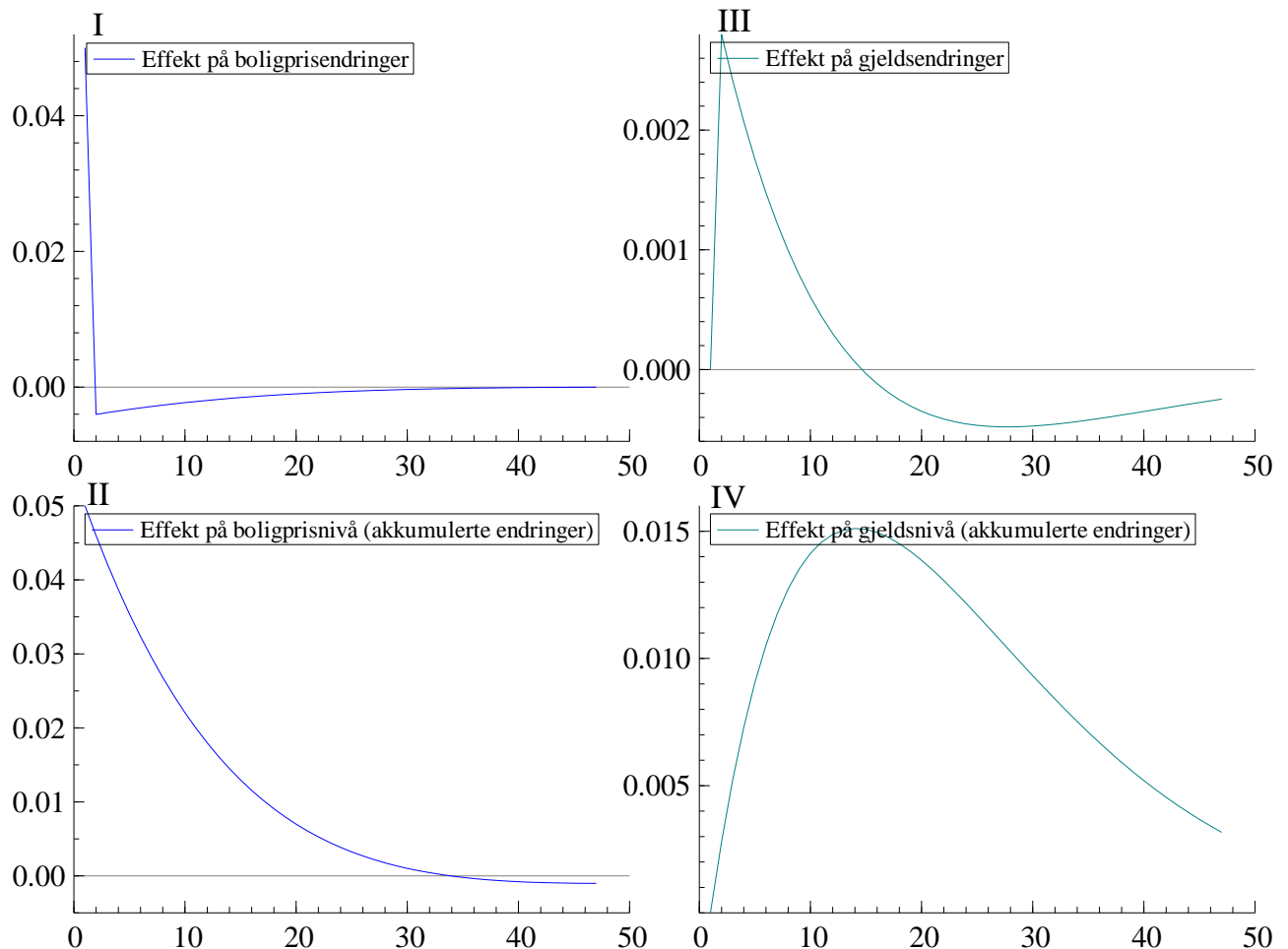
Sammenlignet med estimeringene av ligningene hver for seg gir systemestimeringene absolutt sammenlignbare resultater, og restriksjonene som inngår i systemet kan ikke forkastes. Likevel, "t-verdien" for endring i inntekt og gjeld viser at disse variablene ikke er signifikante i boligprisligningen. Gjeld inngår da ikke signifikant i boligprisligningen, selv estimert som et system. På den annen side var inntektsendringer i reestimeringen av boligprisligningen heller ikke signifikant. Dette kan nok også skyldes at jeg estimerer over en relativt kort periode, så jeg vil ikke trekke for bastante konklusjoner utfra dette resultatet. Det kan likevel tyde på at kausaliteten først og fremst går fra boligprisene til gjeld. Bevisene for en prisspiral er dermed svake.

De dynamiske multiplikatorene identifisert ved systemestimeringen rapporteres grafisk i neste avsnitt.

## 6.3 Multiplikatorer ved sjokk i markedene

### 6.3.1 Sjokk i boligmarkedet

Figur 6.3 Effekten av et midlertidig 5 % positivt sjokk i boligmarkedet

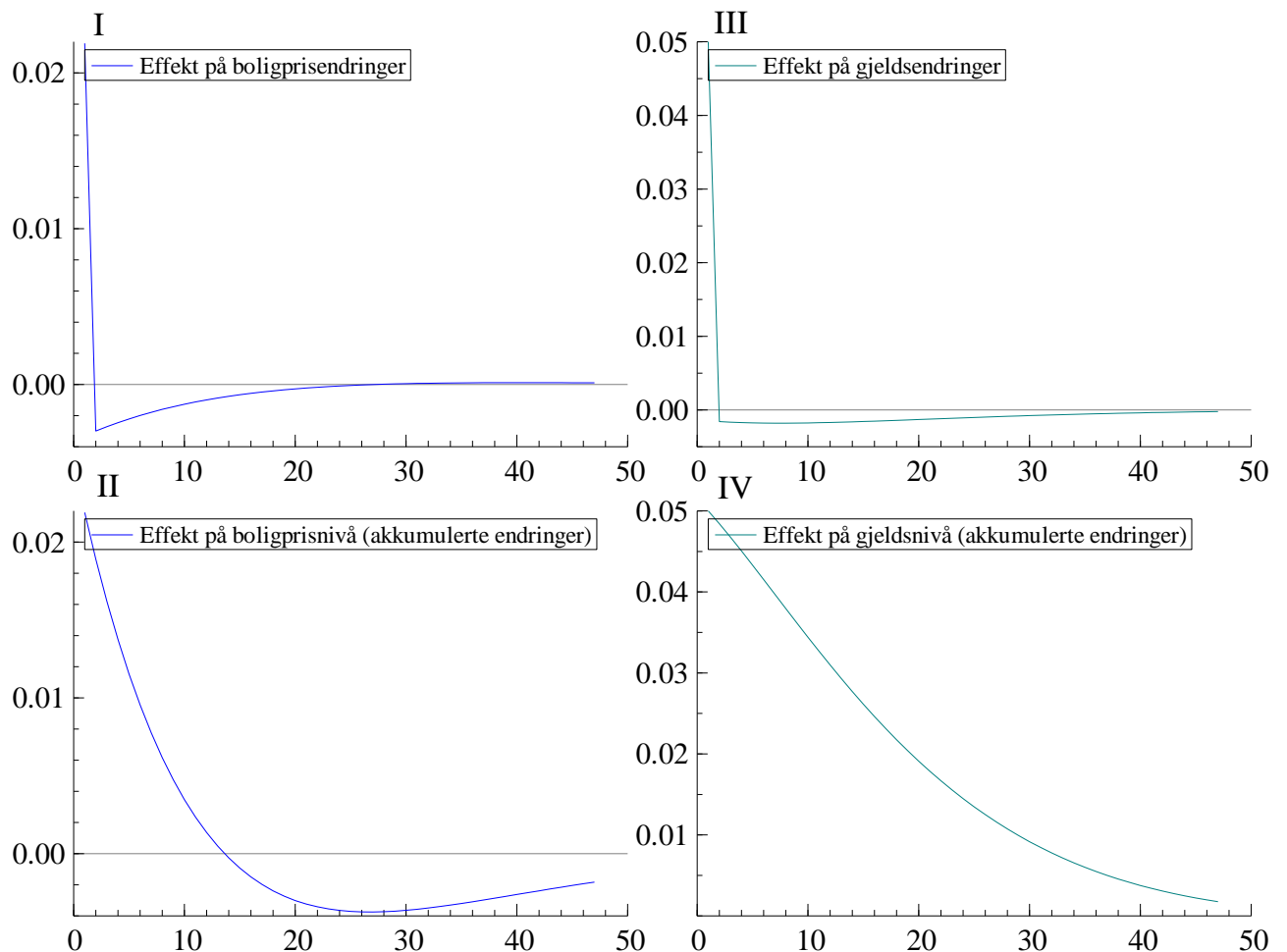


En kan her se at endringen i boligprisene i periode  $t$  er 5 % på grunn av sjokket, men modellen tilsier at allerede i periode  $t+1$  vil feilkorreksjonsmekanismen slå inn. Vi har dermed negative, men avtakende (dette følger direkte av at koeffisienten foran feilkorreksjonsleddet er  $< 1$ ), endringer i boligprisene helt til feilkorreksjonen er fullført. Fra effektene på boligprisnivået (graf II) kan en se at effekten er halvert etter ca. 10 kvartaler. Effekten på gjeldsendringene (III) er også tydelig. Gjeldsendringene hopper, men bare med en liten andel i forhold til boligprissjokket. Deretter følger også i dette markedet en lang periode med korreksjon. I motsetning til i boligmarkedet (hvor den negative korreksjonen slår inn allerede i periode  $t+1$ ), vil vi se en positiv, men avtakende, effekt på gjeldsendringene de første 10-15 kvartalene på grunn av tidsetterslep mellom de to markedene. Grafen i firkant IV, effekten på gjeldsnivået, er

kanskje mest interessant. Gjelden stiger, men da med det nevnte tidsetterslepet i forhold til utviklingen i boligprisene. Gjeldsnivået når et platå etter ca. 15 kvartaler, hvor gjelden har steget med 1,5 % (altså en tredjedel av det opprinnelige boligprissjokket). Deretter vil gjelden synke igjen, men selv etter 50 kvartaler er gjelden fortsatt 0,5 % høyere enn den var opprinnelig. Det bør imidlertid bemerkes at dette er en nominell modell, slik at korrigert for inflasjon, vil nok gjelden være lavere. Det er likevel en signifikant og tydelig effekt på husholdningsgjeld selv etter et midlertidig sjokk på bare et kvartal. Dersom en ser for seg en boligprisøkning på 15 % (slik som i Norge i 2006), vil gjelden stige betydelig mer, og vi vil fortsette å se effektene av dette fremover.

### 6.3.2 Sjokk i lånemarkedet

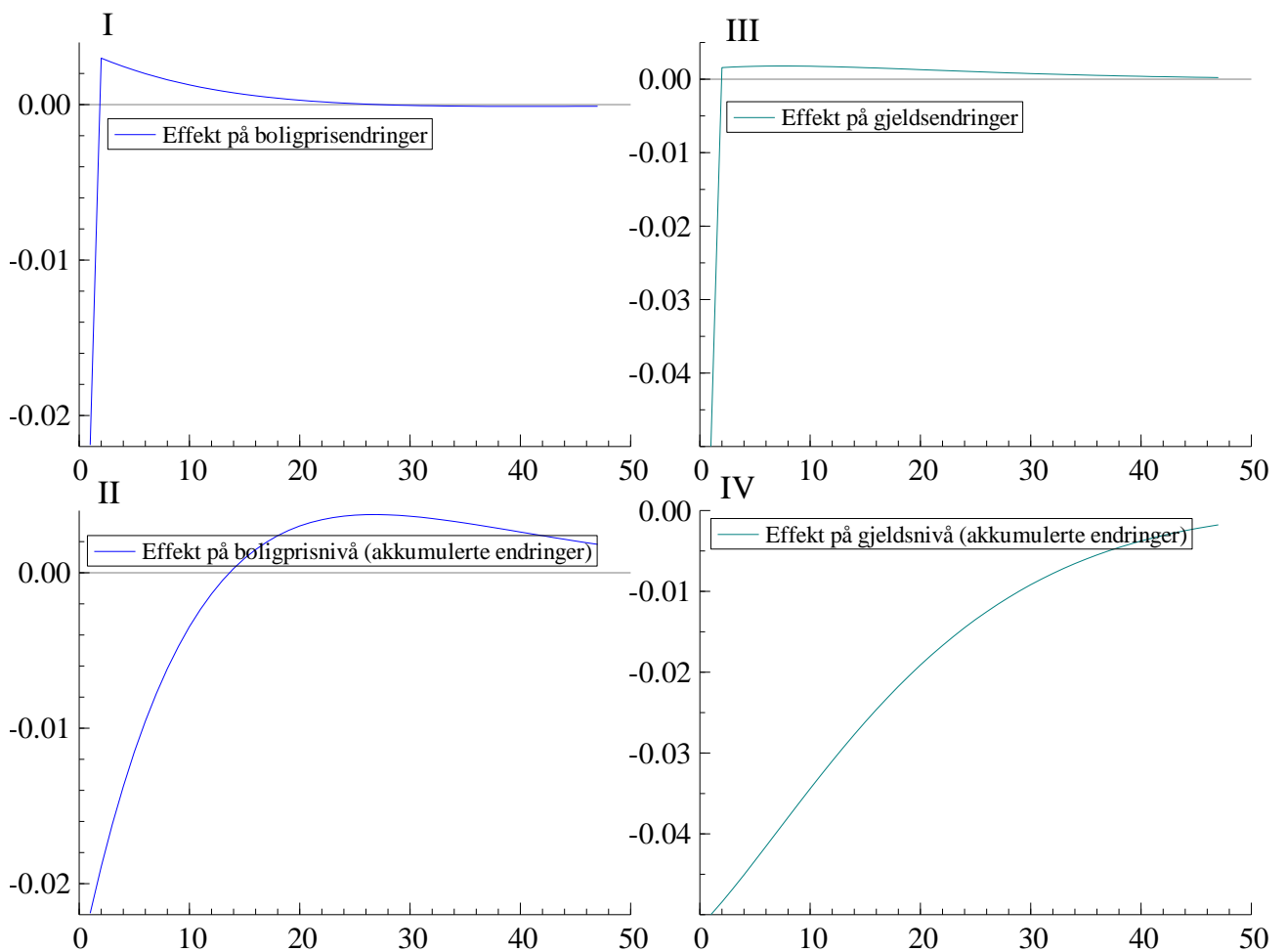
Figur 6.4 Effekten av et midlertidig 5 % positivt sjokk i husholdningsgjeld



Her ser en i rute I at den økte kredittilgangen øker boligprisene med ca. 2 % allerede i samme kvartal som sjokket inntreffer. Deretter vil feilkorreksjonen justere boligprisene tilbake til likevekt. I rute III ser en også feilkorreksjonen i husholdningsgjeld virke inn. Denne

feilkorreksjonen er mindre per kvartal, og tar derfor lenger tid enn feilkorreksjonen i boligmarkedet. Grafen i rute IV viser at effekten på gjeldsnivået er halvert etter ca. 15 kvartaler. Grafen i rute II viser en noe uventet effekt. Etter ca. 12 kvartaler vil boligprisene være lavere enn de var før økningen i tilgjengelig kreditt, nå et bunnivå etter ca. 25 kvartaler, for deretter å øke igjen. Dette skyldes at gjeld inngår i boligprisligningen på endringsform, og prisene påvirkes da av de negative endringene i kreditt som følger det midlertidige, positive sjokket (denne effekten er imidlertid ikke signifikant i modellen, så denne effekten må tolkes med forsiktighet). Det ser også ut til at feilkorreksjonsmekanismen for boligprisene ”overkorrigerer” (se for eksempel i graf I, hvor endringene er sterkt negative til å begynne med, for deretter å avta). Denne egenskapen kan være med på å forklare de store fluktuasjonene i boligprisene. Da det kan virke mer intuitivt med en innstramning i tilgjengelig kreditt, tar jeg også med simulerte effekter av et negativt sjokk i tilgjengelig husholdningsgjeld:

**Figur 6.5 Effekten av et midlertidig 5 % negativt sjokk i husholdningsgjeld**



Grafen i rute I viser at endringene i boligprisene er negative, men blir fort positive igjen, også dette som følge av feilkorreksjonsmekanismen. Feilkorreksjonen er større de første kvartalene. Gjeldsendringene er jevnere, med kun en liten feilkorreksjon i hver periode. Graf III viser at boligprisene avtar med 2 % når sjokket inntreffer, men prisene henter seg raskt inn igjen. Dette reflekterer egenskapene i modellen ved at boligprisene påvirker gjeldsnivået i betydelig grad, og over lenger tid, mens det ser ut til at midlertidige endringer i tilgjengelig kreditt har begrenset effekt på boligprisene. Etter 10-12 kvartaler er boligprisene høyere enn de opprinnelig var, for så å avta igjen (overshooting-effekten, samt en refleksjon av at den positive endringen i gjeld inngår i boligprisligningen). Grafen i rute IV viser en jevn økning i gjelden, som er logisk med tanke på at husholdningsgjeld ikke kan fluktuere voldsomt fra periode til periode, men må endres gradvis over tid.



## 7. Konklusjoner og relevans for pengepolitikken

Det ser ut til at det først og fremst er boligprisveksten som har ført til økt etterspørsel etter kreditt, heller enn at økt tilbud av kreditt har drevet boligprisene. Endringer i tilgjengelig kreditt ser ut til å skape kun små fluktuasjoner i boligprisene. Jeg har likevel funnet at renten har signifikant effekt på boligprisene på kort og lang sikt, slik at en for lav rente vil drive gjelden både direkte og indirekte. Estimeringsresultatene viser også at korreksjonsmekanismene i markedene er signifikante, men justering til likevekt tar tid, for boligmarkedet opp til tre år, og rundt 4-5 år for gjeldsmarkedet. Videre er det slik at vekst i boligprisene i dag vil gi vekst i gjeld i meget lang tid fremover. Det er derfor til nytte å se disse markedene i sammenheng.

Det er vanskelig å vurdere hvorvidt det eksisterer en kredittkanal i Norge kun basert på min modell. Dette er blant annet fordi det er rimelig å anta at både tilbud og etterspørsel etter kreditt endres i møte med økte eller reduserte boligpriser. En nedgang i boligprisene (og dermed verdien på sikkerhet) kan føre til at bankene strammer inn på utlån, vi får da lavere vekst i husholdningsgjelden fordi husholdninger opplever å bli mer kredittrasjonerte. Det kan derimot også bety at ved lavere priser får husholdningene et mindre lånebehov, og nedgangen i gjeldsvekst skyldes rett og slett en rasjonell endring i husholdningenes tilpasning. Vi kan også observere at husholdninger heller velger å substituere usikret gjeld mot sikret gjeld (på grunn av lavere finansieringspremie på sikret gjeld) fremfor å ta opp mer lån i møte med økende boligpriser. Det er også stor forskjell på gjeldsgrad og kredittbegrensninger for forskjellige husholdningsgrupper, som kan gi store separate effekter, men liten effekt aggregert. Slike skiller vil nok bedre kunne identifiseres ved hjelp av estimeringer med mikrodata. For pengepolitikken sin del er det dog fortsatt informativt å se på den aggregerte effekten jeg har estimert. Idet det ser ut til at det først og fremst er boligprisene som driver gjeld, mens gjeld kun har en liten effekt på boligprisene, gir det få beviser for en prisspiral. I den forstand bekrefter mine estimeringer Iacoviello og Minetti (2008) sine resultater, at det er få beviser for en kredittkanal i Norge. Forfatterne fant i samme undersøkelse beviser for en kredittkanal i Finland. For å forstå hvorfor vi ikke har en kredittkanal i Norge, mens et annet nordisk land kan se ut til å ha det, vil det nok være til hjelp å se nærmere på forskjeller i den strukturelle oppbygningen av banksystemet og boligfinansiering i Norge i forhold til andre land. Dette har det ikke vært rom for i denne oppgaven. For å forenkle analysen har jeg ikke tatt hensyn til åpen-økonomi dynamikk. Blant annet vil en renteoppgang i et forsøk på å dempe boligpriser kunne styrke kronen, som igjen kan

gi økning i konkurser i foretakssektoren (Haugland og Vikøren, 2006). Dette og andre hensyn må selvsagt veies inn ved vurdering av finansiell stabilitet og renteavgjørelser i praksis.

Hva betyr resultatene mine i praksis? I Norges Bank inngår kvalitative vurderinger av finansiell stabilitet som en del av forberedelsene til pengepolitiske avgjørelser. Sentralt i analysen av husholdningssektoren står modellene for boligpriser og husholdningsgjeld av Jacobsen og Naug (2004,2004b) presentert i oppgaven. En annen mulighet er å føre en lean-against-the wind – politikk mot kapitalprisene, en politikk som innebærer å reagere utover den estimerte effekten av boligprisene på forventet inflasjon og produksjon dersom en ser tegn til usunn utvikling i boligmarkedet. En form for lean-against-the wind politikk ville være å inkludere en proxy for finansiell stabilitet eller variasjon i boligpriser i tapsfunksjonen presentert i kapittel 2 (ligning 2.4). Cechetti et al. (2002) legger vekt på at formuespriser ikke hører hjemme i tapsfunksjonen som en målvariabel, men at det vil være positivt for økonomien om sentralbanken reagerer med skjønn på formuespriser utover effekten på forventet fremtidig inflasjon og produksjon. Dette for eksempel fordi boligpriser kan vise tegn til sterk vekst samtidig med at KPI er lav. Svensson (2002) mener at finansiell stabilitet ikke bør inngå direkte i tapsfunksjonen, men heller som en beskrankning i et Lagrange- problem. Hans argument er at stort sett, i det minste i industrialiserte land, er den finansielle stabiliteten god og pålegger dermed ingen beskrankning på pengepolitikken. Kun i sjeldne krisetilfelle vil sentralbanken behøve å ta hensyn til finansiell stabilitet. Sentralbanken vil da kunne annonsere at for eksempel inflasjonen vil kunne avvike fra målsatt nivå en periode grunnet unntakstilstanden, blant annet via rapportering om finansiell stabilitet i økonomien. Mishkin (2008) presenterer et lignende argument. Dette er omtrent den løsningen Norges Bank benytter i dag, hvor det foretas en kvalitativ vurdering av finansiell stabilitet i forkant av renteavgjørelser, blant annet basert på modellene for boligpriser og gjeld.

Problemet med disse økonometriske modellene kan blant annet være at det som nevnt er vist empirisk at reaksjonene på renteendringer i boligmarkedet er ikke-lineære. Selv om vi da finner signifikante effekter av renten i begge markeder, vil det fortsatt være tvil om hvorvidt renten er effektiv som instrument dersom vi har henholdsvis eufori eller pessimisme i markedet. Dersom renten må settes for høyt ved en eventuell boble, kan kostnadene bli for store i form av blant annet dempet økonomisk vekst. Den store usikkerheten knyttet til estimeringer kan indikere at finansielle reguleringer, slik som eiendomsskatt for å jevne ut boligprissvingninger kan være et bedre stabiliseringsinstrument enn rentesettingen. I arbeidet med modellene har jeg dessuten funnet at parametrene kan endre seg en del ved å endre tidssampelet med noen få kvartaler. Dette

reflekterer vanskelighetene som også er rapportert i tidligere studier ved modellering av både gjeld og boligpriser. Data eksisterer ikke for lengre tidsperioder, og vi har uansett ganske kort erfaring med liberaliserte kredittmarkeder og inflasjonsstyring. Jeg er derfor enig med Iaccoviello og Minetti (2008) i at en bør vise stor forsiktighet med å tolke for mye rent kvantitativt i form av parameterstørrelser, men først og fremst legge vekt på en mer kvalitativ analyse i form av tolkning av fortegn på respons på sjokk. Disse er mer robuste, og bør kunne tas til etterretning.

Som beskrevet i Svensson (2002) påvirker kapitalprisene pengepolitikken i den grad den påvirker sentralbankens prognoser for målvariablene; produksjonsgapet og inflasjon. En kapitalpris- boble vil for eksempel øke konsum og investering, slik at total etterspørsel overgår potensiell produksjon, og både høyere inflasjon og produksjonsgap forventes av sentralbanken. Bean (2003) og Bernanke og Gertler (2000) argumenterer at en økonomi med fleksibel inflasjonsstyring ikke trenger å ta eksplisitt hensyn til finansiell stabilitet, da det blir automatisk tatt hensyn via endringer i forventet produksjonsgap og inflasjon. Kritikerne hevder at finansielle bobler bygges opp over lengre tid, og at dersom dette skal være sant, må prognosehorisonten være lang nok til å ta innover seg den fulle effekten av finansiell ustabilitet. Modellene presentert i denne oppgaven bekrefter dette. Norges Banks prognosehorisont for kjernemodellen er ca. to år. Feilkorreksjonsmekanismene for boligpriser og gjeld kan ta 3-5 år, og særlig gjeld reagerer med lange lag. Teoretisk sett er det et enkelt grep å utvide prognosehorisonten, men i praksis vil det nok være vanskelig å utvikle gode prognoser for en enda lenger tidshorisont enn det gjøres per i dag.

Et siste, kanskje mer kontroversielt, alternativ for en sentralbank med inflasjonsmål er å inkludere boligprisene i KPI. Beatty et al. (2005) finner for eksempel en betydelig forskjell i målt inflasjon for perioden juni 2003 og juni 2004, med en beregnet "kombinasjons-KPI" på 3,86 % (et mål for KPI som tar hensyn til boligprisutviklingen), sammenlignet med det offisielle KPI-tallet 1,25 %. Styringsrenten satt i henhold til KPI kan altså ha vært lavere enn den burde være hensyntatt boligprisene. Goodhart og Hofmann (2007) er imot å inkludere rente i prisindeksen, da renteinnbetalinger på en måte måler konsum av gjeld, og ikke konsum av bolig. Videre, hvis renten stiger, vil jo dette også si at prisen stiger. Samtidig vil en inkludering av boligpriser i KPI fjerne mesteparten av tvil om reaksjon mot kapitalprisinflasjon er tilstrekkelig i den grad de representerer faktiske levekostnader for husholdningene. På den annen side vil det nok ikke

fjerne behovet for gode modeller for boligprisutviklingen for å være i stand til å utvikle prognoser for en ”kombinasjons – KPI”.

Videre utfordringer i modelleringen er blant annet å finne gode instrumenter for de endogene variable i modellene. Blant annet er boligmasse endogen i forhold til boligprisene, og den pålagte restriksjonen mellom inntekt og boligmasse fører derfor også til at koeffisienten for inntekten ikke er forventningsrett. Omsetningsraten kan også antas å være endogen i forhold til boligprisene, og boligprisindeksen er dessuten målt slik at den baseres på prisene på omsatte boliger. Det tar derfor tid fra boligmarkedet kjøles ned, til det reflekteres i boligprisindeksen, mens høyere priser vil vise seg fort ettersom omsetningen da gjerne er høy. Videre vil nok boligprisene være vel så avhengige av forventede renter, som nåværende eller tilbakedaterte renter. Disse forventningene, samt forventningsvariabelen vil nok også være endogene. Modellering av forventninger er vanskelig, særlig hvis vi har med irrasjonale forventninger og bobler å gjøre. En må heller ikke glemme at dersom sentralbanken begynner å ta eksplisitt hensyn til boligprisene og gjeld, så vil parametrene i modellen kunne miste sin gyldighet (”Lucas-kritikken”).

På tross av disse problemene, mener jeg at modellen har klart å fange opp noen av hovedtrekkene som beskriver det dynamiske samspillet mellom boligpriser og husholdningsgjeld. Det er nok et sunnhetstegn at tilgjengelig kreditt ikke ser ut til å drive boligprisene i særlig grad, og dette bekrefter bankenes påstand at de er strenge når det gjelder tildeling av boliglån. Videre er det lovende at jeg finner signifikante korreksjonsmekanismer i modellen, men korreksjon tar lang tid. Selv uten en nedadgående prisspiral mellom boligpriser og kreditt, vil et kraftig prisfall i boligprisene kunne føre til problemer i banksektoren. Det er derfor viktig at sentralbanken fortsetter å overvåke utviklingen.

# Litteratur

Allen, F. og Gale, D. (2000): "Bubbles and Crises" Economic Journal, Vol 110: s 236-255

Bean, C. (2003): "Asset prices, financial imbalances and monetary policy: Are inflation targets enough?"  
Reserve Bank of Australia, RBA Annual Conference, Volume 04

Bernanke, Ben(2007): "The Financial Accelerator and the Credit Channel", tale holdt på Credit Channel of Monetary Policy in the 21<sup>st</sup> Century Conference, Federal Reserve Bank of Atlanta, 15.juni

Bernanke, Ben & Mark. Gertler (2001): "Should central banks respond to asset prices" American Economic Review Vol : 91(2) s. 253-257

Bernanke, B.S. and M. Gertler (1999): "Monetary policy and asset price volatility", Economic Review .  
Fourth quarter 1999. Federal Reserve Bank of Kansas City.

Bernanke, B.S., Gertler, M. og Gilchrist, S (1999): "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", Handbook of Macroeconomics Vol 1: 1341 - 1385

Bernanke, Ben og Mark Gertler (1989): "Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations" , American Economic Review Vol: 79(1), s. 14-31

Bordo, M og O. Jeanne (2002): "Monetary policy and asset prices: does 'benign neglect' make sense?", International Finance, Vol: 5(2), s. 139-164

Borgersen, T-A og Greibrokk, J. (2005): "Boligpriser og endogen kredittrasjonering – Kredittsykluser, formueseffekter og markedsklarering. ", Norsk Økonomisk Tidsskrift Vol 119 s. 84-102

Borio og Lowe(2002): "Asset prices, Financial and Monetary stability:Exploring the Nexus", BIS Working Papers No. 114

Cechetti, S.G, Genberg, H., Lipsky, J. og Wadhani, S.(2000): "Asset Prices and Central Bank Policy", The Geneva Report on the World Economy No. 2

Clarida,Richard; Jordi Gali & Mark Gertler (1999): "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", Journal of Economic Literature, Vol 37: s. 1661-1707

Cogley, Timothy (1999): "Should the Fed Take Deliberate Steps to Deflate Asset Price Bubbles?". Federal Reserve Bank of San Fransisco Economic Review. No 1. s 42-52

Collyns, C og A.Senhadi (2001): "Lending Booms, real estate bubbles and the Asian crisis", IMF Working Paper No. 02/20

Debelle, Guy (2004): "Macroeconomic implications of rising household debt" BIS Working Papers No 153

ECON Analyse (2004b). Justeringer i Eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk, ECON-notat 2004-7, ECON Analyse.

Engle, R. og W. J. Granger (1987): "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica* Vol 55:2, s. 251 - 276

Ferguson (2002): "Should Financial Stability Be an Explicit Central Bank Objective", artikkel presentert på IMF konferansen "Challenges to Central Banking from Globalized Financial Markets, 17.september

Finansiell Stabilitet 2/2006, Norges Banks rapportserie

Gerlach, S. og Peng, W. (2005): "Bank lending and property prices in Hong Kong", *Journal of Banking and Finance* Vol 29, ss. 461-181

Gjedrem, Svein (2007): "Uro i kredittmarkedene – boligfinansiering ute og hjemme" Foredrag på Sparebankforeningens årsmøte, Hamar 11.oktober

Gjedrem, Svein (2006): "Avveininger i pengepolitikken" Foredrag i regi av Centre for Monetary Economics/BI, 6.juni

Gjedrem, Svein (2003) : "Finansiell stabilitet, formuespriser og pengepolitikk" Foredrag i regi av Centre for Monetary Economics/BI, 3.juni

Goodhart, Charles A.E. and Boris Hofmann (2007) :House prices and the macroeconomy: implications for banking and price stability, Oxford University Press

Goodhart, Charles (1995): Price Stability and Financial Fragility" i K.Sawamoto, Z. Nakajima og H.Taguchi ed., *Financial Stability in a Changing Environment*, St. Martin's Press

Haugland, Kjersti og Vikøren, Birger. (2006): "Finansiell stabilitet og pengepolitikk – teori og praksis", *Penger og Kreditt* 1/2006, Norges Bank

Hendry, D.F. og B. Nielsen (2007): *Econometric Modelling: A Likelihood Approach*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press

Himmelberg, C., Mayer, C. og Sinai, T (2005): "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions". Journal of Economic Perspectives Vol 19:4, s. 67-92

Hofmann, Boris (2004): "The Determinants of Bank Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?" International Finance, Vol 7:2, s. 203-234

Hofmann, Boris (2003): "Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence" HKIMR Working Paper No. 22/2003

Iacoviello, Matteo (2004): "Consumption, House Prices and Collateral Constraints: a Structural Econometric Analysis" ,Journal of Housing Economics, Vol 13:4, s. 305-321

Iacoviello, Matteo, and Raoul Minetti, (2008): "The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market" , Journal of Macroeconomics, Vol. 30: 1 s. 69-96

IMF(2003): World Economic Outlook, April

Jacobsen, Dag Henning & Naug, Bjørn E (2004): "Hva driver boligprisene?", Penger og Kreditt 4/2004, Norges Bank

Jacobsen, Dag Henning og Naug, Bjørn E. (2004b): "Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene?", Penger og Kreditt 2/2004, Norges Bank

Johannessen, R., Lilleås P.E. og L. Sandberg (2000): "Omlegging av konsumprisindeksen gir økt prisvekst i 2000", Økonomiske analyser 8/2000

Kiyotaki, N. og Moore, J (1997): "Credit Cycles" Journal of Political Economy. Vol 105: 211-248

Langbraaten, Nina (2001): "Formuespriser – konsekvenser for pengepolitikken?" Penger og Kreditt 4/2001, Norges Bank

Mishkin, Frederic S. (2007): "Financial Instability and Monetary Policy", tale holdt på Risk USA 2007 Konferansen, New York, 5. November

Mishkin, Frederic S. (2008): "Monetary Policy Flexibility, Risk Management, and Financial Disruptions" tale holdt for Federal Reserve Bank of New York, New York, 11. januar

Norges Bank (2007): "Inflasjon", [http://www.norges-bank.no/Pages/Article\\_12123.aspx](http://www.norges-bank.no/Pages/Article_12123.aspx), lastet ned 04.02.2008

OECD (2007) "Economic Survey of Norway", Paris

---

Røed Larsen, Erling og Sommervoll, Dag E (2004): ”Hva bestemmer boligprisene?”, Samfunnsspeilet nr. 2, 2004, Statistisk Sentralbyrå

Røed Larsen, Erling. (2004): ”Misvisning i målt inflasjon? Faren ved at likviditet fanges i boligpriser, men unnslipper KPI” Økonomisk Forum, Vol. 58:1

Røed Larsen, Erling. (2007): ”Does the CPI Mirror the Cost of Living? Engel’s Law Suggests Not in Norway”, Scandinavian Journal of Economics, 109: 1, pp. 177-195

Semmler, Will (2006): Asset Prices, Booms and Recessions. 2nd edition Berlin: Springer Verlag

Srejber, Eva (2004): ”What role do asset prices and credit play in monetary policy”, tale holdt på Adam Smith seminarene, Thun, Sveits, 30. Juni 2004

Statistisk Sentralbyrå (2007): ”Om statistikken” <http://ssb.no/bpi/>, lastet ned 05.02.2008

Svensson, L.E.O. (2002): ”Monetary Policy and Real Stabilization” i Rethinking Stabilization Policy: A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August 29-31, 2002, 261-312.

Wickens, M.R. og T.S. Breusch (1988): ”Dynamic Specification, the Long-Run and The Estimation of Transformed Regression Models” The Economic Journal Vol 98:390, s. 189-205

Økonomisk Rapport (2007): ”Utvikling av Forventningsindikatoren”  
[http://www.orapp.no/20071204/utvikling\\_av\\_forventningsindikatoren/](http://www.orapp.no/20071204/utvikling_av_forventningsindikatoren/), lastet ned 04.03.2008



## **VEDLEGG A: BOLIGPRISER OG MÅLING AV KPI**

Konsumprisindeksen til Norges Bank måler prisutviklingen ved hjelp av en kurv av varer og tjenester som er representativ for en husholdning. Vektene er beregnet fra resultatene for Statistisk sentralbyrås årlige forbruksundersøkelse. KPI beregnes som hovedregel ut fra at varer og tjenester som kjøpes regnes som konsumert. Et viktig unntak er kjøp av boliger (Johannessen og Sandberg, 2004). Kjøp av bolig medregnes ikke direkte, men regnes som en investering i boligkapital som yter husholdningen bolig tjenester over boligens levetid. Prisen på bolig tjenester i indeksen består i stedet av betalt husleie for husholdninger i andelsboliger og leieboliger. Husleie for selveiere blir beregnet ut fra leien for en tilsvarende bolig i boligmarkedet (Langbraaten 2001). Husleie skal da tjene som en indikator for skyggeprisen selveiere møter knyttet til konsum av bolig tjenester. Dette er en skyggepris fordi den skal si noe om nyttetapet konsumentene godtar ved å bo i en bestemt bolig, fremfor et annet alternativ. Denne er ikke direkte observerbar i markedet, ettersom selveieren implisitt kjøper bolig tjenestene av seg selv, etter å ha lagt ut engangsbeløpet for selve boligen (Røed Larsen, 2004).

I teorien hadde bruken av husleieekvivalens vært greit hvis i det lange løp P/E-raten hadde vært temmelig konstant, altså et konstant forhold mellom prisen for å eie og leie bolig. Når husleier er høye, oppstår det gevinstmuligheter ved å kjøpe bolig, for heller å leie ut. Dette ville slått ut i økte boligpriser, og en justering av P/E-raten. Tilsvarende, for lave husleier, ville leien ikke dekke løpende utgifter, og eieren vil kvitte seg med utleieobjektet. Boligprisene vil da falle. I praksis observerer vi derimot at denne raten varierer over tid. Dessuten kan markedet for leieboliger ofte skille seg ut fra markedet for selveierboliger i standard, størrelse eller beliggenhet. Leide boliger og eide boliger vil dermed ofte ikke være perfekte substitutter (Beatty et al., 2005). Videre eier ca. 8 av 10 nordmenn sin egen bolig, altså et tydelig flertall som eier, og det kan oppstå måleproblemer når ”de få skal representere de mange” (Røed Larsen, 2004). Utvalgsstørrelsen i leiemarkedsundersøkelsen er på ca. 5100 leietakere. Opplysninger fra utvalget utgjør datagrunnlaget for leiemarkedsundersøkelsen og for månedlig estimering av prisutviklingen for betalt husleie (leietaker) og beregnet husleie (selveier) i KPI. Beregningene av den månedlige prisutviklingen bygget f.o.m. juliindeksen 2006 på et rullerende utvalg med ca. 1 700 leietakere i hvert delutvalg. Delutvalgene klassifiseres etter geografiske soner og størrelser på boligen, målt ved antall rom. Utvalget endres med ny årlig undersøkelse. Siden leiemarkedet og selveiermarkedet er vesentlig forskjellig mht. karakteristika ved boligene, foretas det flere korreksjoner for forskjellene i de to markedene. Det innføres vektandeler i estimeringen for både geografiske soner og boligstørrelse for i best mulig grad å gjenspeile leie - og selveiermarkedets

karakteristika (SSB's nettsider<sup>6</sup>). Goodhart og Hofmann (2007) finner at variabiliteten i produksjon og inflasjon i høy grad påvirkes av boligpriser, og at dette kan brukes som et argument for å inkludere boligpriser i målingen av inflasjon.

Dersom kjøp av bolig skal inkluderes i KPI, hva skal inkluderes og med hvilken vekt? Kjøp av bolig er en investering i et langvarig gode, som både gir husvære og kan regnes som en form for sparing. Dette gjør det nødvendig å skille mellom konsum- og sparings- komponenten av en boliginvestering. Depresiering kan regnes som konsum, mens kapitalgevinst bør regnes som sparing da den endrer husholdningens egenkapital. På samme måte kan nedbetaling av renter regnes som konsum, ettersom egenkapitalen ikke endres. Med andre ord kan finansielle betalinger regnes som konsum, mens avdrag på lån og økning i boligens verdi bør regnes som sparing. Det er derfor kostnaden forbundet med boligkonsum som bør regnes med i KPI (Beatty et al. 2005). Brukerprisestimering er komplisert, en trenger beregninger av både rentekostnader, kapitalgevinster og skattefordeler. En leilighet i 4 etasje på Majorstua er for eksempel ikke nødvendigvis verdt så mye i form av materialer eller tomt, det er i stor grad beliggenheten en betaler for. En prisstigning vil kunne mer enn oppveie slitasje og rentekostnader, og da står en igjen med negativ brukerpris. Teoretisk sett innebærer en negativ brukerpris at konsumenter skulle ønske et uendelig konsum av bolig tjenester, en noe problematisk tolkning (Røed Larsen 2004).

I Sverige inkluderer Riksbanken beregninger av brukerkostnaden for selveiere i sin KPI-måling. Komponenter som rentekostnader på boliglån, depresiering, reparasjoner, forsikring og eiendomsskatt tas med. Vektene i KPI beregnes så ut fra direkte estimater av brukerkostnadene. Rentekostnadene beregnes der igjen utfra to forskjellige indekser som multipliseres, en indeks for gjennomsnittlig rente og en indeks for kjøpsverdi for boliger (beløpet betalt for en bolig sist den ble kjøpt). På denne måten dekker renteindeksen både renter betalt på lånt kapital, men også alternativkostnaden for egenkapital som er investert i boligen (SCB's KPI – håndbok)<sup>7</sup>

Beatty et al. (2005) finner for eksempel en betydelig forskjell i målt inflasjon for perioden juni 2003 og juni 2004, med beregnet "kombinasjons-KPI" på 3,86%, sammenlignet med det offisielle KPI tallet 1,25%. Styringsrenten satt i henhold til KPI kan altså ha vært lavere enn den burde være hensyntatt boligprisene.

---

<sup>6</sup> [http://www.ssb.no/vis/emner/08/02/10/kpi/om\\_det.html](http://www.ssb.no/vis/emner/08/02/10/kpi/om_det.html)

<sup>7</sup> <http://www.scb.se/statistik/PR/PR0101/handbok.pdf>

## VEDLEGG B: VARIABELBESKRIVELSER OG DATAKILDER

Variable skrevet med små bokstaver inngår i modellene på logaritmisk form.

### ***Jacobsen og Naugs originalmodell***

- *boligpris* = Prisindeks for brukte boliger. Kilde: NEF, EFF, ECON Pöyry og Finn.no
- $RENTE(1 - \tau)$  = Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente. Målt som rate.  $\tau$  = Marginalskattesats for kapitalinntekter og -utgifter (0,28 fra og med 1992).
- $FORV = (E - F) + 100 \Delta (E - F)^3$   
 $E$  = Indikator for husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi. Målt som rate, sum over to kvartaler.  
 $F$  = Verdi av  $E$  som kan forklares av utviklingen i rente og ledighet. Beregnet fra en estimert modell for forventningsindikatoren til TNS Gallup
- *ledighet* = Arbeidsledighetsrate
- *inntekt* = Samlet lønnsinntekt i økonomien.
- *boligmasse* = Boligmassen målt i faste priser.
- $S_i$  = Variabel som er lik 1 i kvartal  $i$ , null ellers.

### ***Reestimering av Jacobsen og Naug sin boligprismodell:***

- *inntekt*: Samlet lønnsinntekt i økonomien. Kilde: Norges Bank (variabel QUA\_WI i FPAS-databasen)
- $RENTE(1 - \tau)$ : Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente fratrukket skattesats. Målt som rate. Kilde: Norges Bank. (variabel QUA\_RNBL i FPAS -databasen )
- *FORV*: Forventningsindikator. Kilde: Jacobsen. Variabelen inngår uttransformert i modellen
- *boligpris*: Indeks for pris per kvadratmeter. Kilde: NEF, EFF, ECON Pöyry og Finn.no
- *ledighet*: Total arbeidsledighet. Kilde: Norges Bank (variabel QUA\_UR i FPAS-databasen)
- *boligmasse*: Boligmassen målt i faste priser. Kilde: Norges Bank (variabel QUA\_KRHH i FPAS-databasen)
- $S_i$ : Sesongvariabel generert av PcGive

### Jacobsen og Naugs gjeldsligning

- *gjeld*: husholdningenes innenlandske bruttogjeld, målt ved kredittindikatoren K2. Den består av utlån fra innenlandske banker, kredittforetak, finansieringsselskaper, statlige låneinstitusjoner, livs- og skadeforsikringsselskaper, private og kommunale pensjonskasser og pensjonsfond, Statens Pensjonskasse og Norges Bank (K2)
- *boligmasse*: boligmassen målt i faste priser
- *RENTE*: Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, målt som rate
- *omsetning*: Antall boligomsetninger
- *inntekt*: Samlet lønnsinntekt i økonomien
- *boligpris*: prisindeks for brukte boliger (pris per kvadratmeter) Kilde: NEF, EFF, Finn.no, Econ Pöyry og Norges Bank
- *ledighet*: Arbeidsledighetsrate
- *studentandel*: Antall studenter og elever i alderen 20-24 år som andel av befolkningen. Gjennomsnitt over fem kvartaler

### Forenklet gjeldsligning

- *gjeld*= husholdningenes innenlandske bruttogjeld, målt ved kredittindikatoren K2. Den består av utlån fra innenlandske banker, kredittforetak, finansieringsselskaper, statlige låneinstitusjoner, livs- og skadeforsikringsselskaper, private og kommunale pensjonskasser og pensjonsfond, Statens Pensjonskasse og Norges Bank (K2) .  
Kilde: Norges Bank (variabel QUA\_KFC2H i FPAS -databasen)
- *RENTE( $1 - \tau$ )*:- Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente, fratrasket skattesats. Målt som rate. Kilde: Norges Bank. (variabel QUA\_RNBL i FPAS -databasen )
- *omsetning*: Antall boligomsetninger. Kilde Norges Bank (variabel QUA\_KRHHTO i FPAS-databasen)
- *inntekt*: Samlet lønnsinntekt i økonomien. Kilde: Norges Bank (variabel QUA\_WI i FPAS-databasen) Differensoperatoren  $\Delta_4 = X_t - X_{t-4}$
- *boligpris*: Indeks for pris per kvadratmeter. Kilde: NEF, EFF, ECON Pöyry og Finn.no
- *ledighet*: Total arbeidsledighet. Kilde: Norges Bank (variabel QUA\_UR i FPAS-databasen)

**VEDLEGG C: UFORMELL SAMMENLIGNING MED HOFMANN'S (2003)  
RESULTATER FOR NORGE**

	<b>Boligprislikning</b>		<b>Gjeldslikning</b>	
	<b>Koeffisient</b>	<b>Hofmanns koeffisient</b>	<b>Koeffisient</b>	<b>Hofmanns koeffisient</b>
$\Delta \text{inntekt}_t$	0,51	-0,015		1,455
$\Delta \text{gjeld}_t$	0,49	0,576		
$\Delta \text{boligpris}_t$			-0,058	-0,437
$\Delta \text{nettorente}_t$	-2,874		-0,641	
$\Delta \text{nettorente}_{t-1}$	-1,169	-0,514		-0,209
$\text{FORV}_t$	0,024			
$\text{ledighet}_t$	-0,55			
$\Delta \text{ledighet}_t$			-0,0202	
$\text{ECMbol}_1$	-0,09	-0,022		
$\text{ECMgjeld}_1$			-0,056	-0,139

NB: Hofmanns modell er en reell modell, min modell er nominell.

*Hofmanns estimeringsperiode: 1985:1 – 2001:4*

Hofmann estimerer følgende ligninger:

$$\Delta l_t = \gamma CI_{t-1} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{1i} \Delta l_{t-i} + \gamma_2 \Delta y_t + \gamma_3 \Delta p_t + \gamma_4 \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta p_t = \lambda CI_{t-1} + \sum_{i=0}^4 \lambda_{1i} \Delta p_{t-i} + \lambda_2 \Delta y_t + \lambda_3 \Delta l_t + \lambda_4 \Delta r_{t-1} + v_t$$

Hvor  $l_t$  er reell gjeld,  $p_t$  realboligpris,  $y_t$  reell BNP og  $r_t$  betegner realrenten på kort sikt.  $CI$  er en kointegrasjonsvektor beregnet for forholdet mellom realgjeld, reell BNP og realboligprisene.

En kan særlig legge merke til at effekten av  $\Delta \text{boligpris}$  i gjeldslikningen ble negativ og ikke signifikant også i Hofmanns estimeringer. Jeg sammenligner derfor med min estimeringsversjon nr I, med boligprisene inkludert på endringsform. Videre er testene for kointegrasjon signifikante, noe som bekrefter mine resultater fra 1-steps estimering.